

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC

THÈSE PRÉSENTÉE À
L'UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DU DOCTORAT EN PSYCHOLOGIE

PAR
SÉBASTIEN GÉLINAS

TEST DE ZULLIGER : RÉFLEXIONS CRITIQUES ET
ÉVIDENCES DE VALIDITÉ BASÉES SUR LE CONSTRUIT

MAI 2017

Université du Québec à Trois-Rivières

Service de la bibliothèque

Avertissement

L'auteur de ce mémoire ou de cette thèse a autorisé l'Université du Québec à Trois-Rivières à diffuser, à des fins non lucratives, une copie de son mémoire ou de sa thèse.

Cette diffusion n'entraîne pas une renonciation de la part de l'auteur à ses droits de propriété intellectuelle, incluant le droit d'auteur, sur ce mémoire ou cette thèse. Notamment, la reproduction ou la publication de la totalité ou d'une partie importante de ce mémoire ou de cette thèse requiert son autorisation.

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES

Cette thèse a été dirigée par :

Marcos Balbinotti, Ph.D., directeur de recherche

Université du Québec à Trois-Rivières

Jury d'évaluation de la thèse :

Marcos Balbinotti, Ph.D.

Université du Québec à Trois-Rivières

Suzanne Léveillé, Ph.D.

Université du Québec à Trois-Rivières

Julie Lefebvre, Ph.D.

Université du Québec à Trois-Rivières

Myriam Chiasson, Ph.D.

Université de Sherbrooke

Thèse soutenue le JJ/MM/AAAA

Ce document est rédigé sous la forme d'articles scientifiques, tel qu'il est stipulé dans les règlements des études de cycles supérieurs (138) de l'Université du Québec à Trois-Rivières. Les articles ont été rédigés selon les normes de publication de revues reconnues et approuvées par le Comité d'études de cycles supérieurs en psychologie. Le nom du directeur de recherche pourrait donc apparaître comme coauteur des articles soumis pour publication.

Sommaire

La présente thèse de doctorat contient deux articles scientifiques portant sur le test de Zulliger (1948), un instrument projectif à administration collective, basé sur la technique des taches d'encre, ressemblant au test de Rorschach. Le premier article¹ présente une recension de la littérature sur le test de Zulliger depuis sa création, en 1942. L'objectif de cette recension est de démontrer la pertinence de l'utilisation du test de Zulliger au Québec en soulignant dans quel contexte, sous quelles conditions, et à quelles fins cet instrument peut être utilisé. Les avantages inhérents à cet instrument sont également discutés. Les études ont été obtenues sur diverses bases de données, soit PsychINFO, Web Of Knowledge et FRANCIS. Au total, 67 articles mentionnant le test de Zulliger ont été trouvés, et 17 ont rempli les critères de sélection, soit d'être une étude comparative ou transculturelle. Peu d'études ont été effectuées sur le test de Zulliger, mais les conclusions généralement obtenues étaient favorables à son utilisation, et ce, dans divers contextes d'administration (Eble, Fernald, & Graziano, 1963; Mahmood, 1990; Montes & Vaz, 2003; Nuñez, Lara, Guzmán, Gürtner, & Díaz Kuaik, 2010; Semeonoff, 1968; Villemor-Amaral, 2005; Villemor-Amaral & Machado, 2011; Villemor-Amaral & Primi, 2009). Les avantages souvent mentionnés par ces auteurs sont sa simplicité et sa rapidité d'administration et de cotation, son caractère économique, son administration collective, sa profondeur quant aux traits de personnalité évalués, et sa polyvalence par rapport aux divers contextes dans lesquels il

¹ Pour les normes de la *Revue québécoise de psychologie*, voir l'Appendice M.

peut être utilisé. Les contextes d'utilisation du test de Zulliger furent principalement en sélection de personnel et en psychologie industrielle (Fazendeiro & Novo, 2012; Ferreira & Villemor-Amaral, 2005; Grazziotin & Scortegagna, 2012; Klimoski & Zukin, 2003; Semeonoff, 1990; Ceballos Vilches & Solís Olivos, 2004; Zdunic, 1999, 2003), et en dépistage de troubles mentaux (Franco & Villemor-Amaral, 2012; Manfredini, 2012; Vaz, 2002; Villemor-Amaral & Machado, 2007, 2011). Des questionnements sont soulevés par rapport au peu d'études portant sur cet instrument (aucune étude réalisée au Canada), de même qu'un certain manque d'intérêt à son sujet, notamment en Amérique du Nord (Mahmood, 1982, 1990). En effet, malgré la recrudescence d'articles publiés à propos du test de Zulliger en Amérique du Sud, un certain vide semble subsister en Amérique du Nord. Les pistes de solutions émergentes concernent certaines raisons historiques, comme la domination du test de Rorschach au niveau des méthodes projectives et l'engouement nord-américain pour les instruments à administration individuelle (NEO-PI, WAIS, MMPI, Rorschach, etc.) (Mahmood, 1982, 1990). Le second article¹ présente, pour sa part, l'essor d'une validation du test de Zulliger (1948). Cet instrument, de même que six échelles psychométriques (le *Barratt Impulsiveness Scale* [BIS-11]; Patton & Stanford, 1995; la Mesure du stress psychologique en 9 items [MSP-9]; Lemyre & Tessier, 2003; le *Beck Depression Inventory* [BDI-II]; Beck, Steer, & Brown, 1996; le *Coping Inventory for Stressful Situations* [CISS]; Endler & Parker, 1990; l'Échelle d'estime de soi [EES-10]; Rosenberg, 1965, traduit en français par Vallières et Vallerand, 1990; le *Suicide Probability Scale* [SPS-36]; Cull & Gill, 1988)

¹ Pour les normes de la revue *Bulletin de psychologie*, voir l'Appendice N.

sont administrés à un échantillon non clinique de 546 étudiants universitaires. L'objectif principal de cette étude est de fournir des données normatives pour le test de Zulliger sur une population universitaire québécoise, d'évaluer l'accord interjuge, et de comparer certains indices du test de Zulliger avec les résultats obtenus à des échelles psychométriques évaluant des concepts similaires, pouvant explorer, par ce biais, la validité de critère. Deux évaluateurs furent formés pour la cotation du test de Zulliger, et l'accord interjuge fut évalué, fournissant des résultats satisfaisants sur les divers indices retenus, avec des coefficients kappa (Cohen, 1960) variant de 0,90 à 0,99. Les statistiques descriptives pour le test de Zulliger sont présentées, dans l'optique éventuelle de servir de données normatives pour de futures recherches. Une évaluation des qualités psychométriques (Furr & Bacharach, 2013; Urbina, 2014) des six échelles utilisées est réalisée en utilisant des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires (voir Appendices A à F), notamment pour s'assurer de la validité de construit (Field, 2013; Furr & Bacharach, 2013; Hogan, 2013) de ces échelles. Les critères de validité de ces instruments sont satisfaisants (Hogan, 2013; Urbina, 2014), à l'exception du BIS-11, qui dut être adapté (Gélinas, Balbinotti, & Labonté, 2015), puisque seule la version 10 était validée en français (Baylé et al., 2000). Les coefficients de corrélations observées entre les indices du test de Zulliger et les résultats aux échelles psychométriques associées théoriquement furent généralement faibles et non significatifs (Furr & Bacharach, 2013), variant de -0,013 à 0,078, avec de faibles coefficients de détermination (Field, 2013), variant de $<0,001$ à 0,006. Ces résultats, bien qu'en désaccord avec les hypothèses initiales, peuvent être expliqués par plusieurs facteurs

entrant en ligne de compte, et soulignant par le fait même certaines limites de cette étude. Tout d'abord, de faibles scores moyens furent observés à certains indices du test de Zulliger. En effet, pour certains indices évalués, la majorité des participants avaient obtenu un score de zéro (ce qui diminue la variance, affectant négativement les indices de corrélations). Par exemple, 92,91 % des protocoles présentaient un score de zéro à l'indice m pour Mouvement d'objet inanimé, et 92,53 % ont obtenu un score de zéro à l'indice C' pour Couleur achromatique ». Par contre, pour certains de ces indices, des scores très faibles, voire des scores de zéro, sont généralement attendus lorsqu'un individu fait partie d'une population non clinique. Par exemple, les indices « Couleur achromatique » et « Réponse morbide » sont des indicateurs, respectivement, de dépression et de risque suicidaire (Exner, 1996). Puisque la prévalence de la dépression au Canada, par exemple, se situe environ à 4,7 % (Pearson, Janz, & Ali, 2013), des résultats élevés ne sont pas attendus à cet indice dans une population non clinique constituée d'étudiants universitaires. Dans le même ordre d'idées, plusieurs échelles psychométriques utilisées visaient également l'évaluation d'une clientèle clinique, comme le BDI-II (dépression) et le SPS-36 (risque suicidaire); les résultats à ces instruments étaient également très faibles. Malgré ces limites, il fallait débiter par une administration à une population normale, pour pouvoir obtenir des données normatives, considérant la taille de l'échantillon ($N = 546$). L'absence de données normatives est souvent un frein à l'utilisation du test de Zulliger (Fazendeiro & Novo, 2012; Lis, Magro, & Rossi, 1990; Mahmood, 1982, 1990; Mattlar & Sandahl, 1990; Villemor-Amaral & Machado, 2011; Villemor-Amaral & Primi, 2009) et des tests psychologiques

en général (Furr & Bacharach, 2013; Suhr, 2015; Urbina, 2014), d'où l'importance d'avoir un échantillon assez large. Puisqu'il s'agit de la première étude portant sur le test de Zulliger réalisée au Canada, cette recherche inédite contribuera également à la diffusion de cet instrument peu connu et des utilisations qui pourraient en être faites. Cela laisse toutefois place à de futures recherches pour poursuivre la validation du test de Zulliger; par exemple, utiliser d'autres échelles avec un échantillon non clinique, ou encore conserver les mêmes instruments, mais les administrer à une population clinique. Enfin, des recommandations sont effectuées concernant l'administration collective du test de Zulliger, pour pallier à certains obstacles rencontrés au cours de l'étude, comme les normes de localisation, liées à la qualité formelle (Carpio & Lugón, 2011) et l'ajout d'une question visant à obtenir les renseignements généralement obtenus à l'enquête dans le cadre d'une passation individuelle, puisque l'absence d'enquête lors de l'administration collective peut interférer avec la précision et l'interprétation des réponses (Fazendeiro & Novo, 2012). D'autres recommandations et limites sont discutées concernant l'aspect méthodologique de l'administration du test de Zulliger et du choix des échelles psychométriques.

Table des matières

Sommaire	iv
Liste des tableaux.....	xiii
Remerciements.....	xiv
Introduction.....	1
Problématique	3
Hermann Rorschach, sa vie et son œuvre	5
Hans Zulliger, sa vie et son œuvre	8
Caractéristiques de l'instrument.....	10
Passation collective du test de Zulliger (traduction libre, tirée de Zulliger, 1969)	11
Systèmes de cotation	13
Exner	14
Zulliger.....	17
Objectifs de la thèse	19
Méthodologie	20
Choix du nombre de participants	21
Instruments utilisés	22
Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11).....	22
Mesure du stress psychologique en 9 items (MSP-9).....	23
Beck Depression Inventory (BDI-II)	24
Coping Inventory for Stressful Situations (CISS)	25
Rosenberg's Self-Esteem scale (RSS)	27

Suicide Probability Scale (SPS-36)	28
Présentation du projet	28
Résultats	29
Article 1. Test de Zulliger : État actuel et réflexions sur son utilisation.....	31
Résumé.....	33
Abstract	33
Historique.....	36
État actuel du test de Zulliger	36
Évaluation du test de Zulliger	37
Pertinence et objectif de la recension des écrits.....	39
Méthodologie	40
Analyse des articles.....	41
Études comparatives	42
Études transculturelles	48
Discussion	49
Conclusion	51
Références.....	52
Article 2. Étude des qualités psychométriques du test de Zulliger	59
Résumé	61
L'hypothèse projective.....	64
Questions de recherche	69
Méthodologie	69

Instruments utilisés	70
Test de Zulliger	71
Présentation du projet	73
Procédures de cotation	73
Évaluateurs	73
Guide de cotation et règles particulières	73
Résultats, interprétations et discussions	74
Analyses corrélationnelles	74
Fidélité inter-juge	77
Normes	78
Discussion	80
Conclusion	84
Références	85
Discussion générale	96
Retour sur les objectifs de recherche	98
Limites de l'étude	103
Pistes de solution	105
Études futures	107
Conclusion générale	109
Références générales	112
Appendice A. Rapport psychométrique sur le <i>Barratt's Impulsiveness Scale 11</i> (version française)	120

Appendice B. Rapport psychométrique sur la Mesure du stress psychologique en 9 items	177
Appendice C. Rapport psychométrique sur la Beck Depression Inventory II	186
Appendice D. Rapport psychométrique sur le Coping in stressful situations (version française – sous-échelle coping orienté vers l’émotion)	192
Appendice E. Rapport psychométrique sur le Rosenberg’s Self-Esteem Scale (version française)	196
Appendice F. Rapport psychométrique sur le Suicide Probability Scale (version française)	200
Appendice G. Liste des indices utilisés dans le Système intégré	209
Appendice H. Certificat d’éthique	212
Appendice I. Lettre de demande de collaboration	214
Appendice J. Factor Analysis of French Translation of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11)	216
Appendice K. Normes de la revue <i>Saúde e Desenvolvimento Humano</i> (article Appendice I)	233
Appendice L. Guide de cotation du Zulliger pour les évaluateurs	236
Appendice M. Normes de publication de la <i>Revue québécoise de psychologie</i>	238
Appendice N. Normes de la revue <i>Bulletin de psychologie</i>	244

Liste des tableaux

Liste des tableaux dans l'article 1 :

Tableau

- 1 Liste des indices utilisés pour la cotation du Zulliger (Exner, 1996).....58

Liste des tableaux dans l'article 2 :

Tableau

- 1 Liste des indices utilisés pour la cotation du Zulliger (Exner, 1996).....92
- 2 Statistiques descriptives aux instruments psychométriques ($n = 546$).....93
- 3 Corrélations entre les résultats obtenus aux échelles psychométriques et les variables associées au test de Zulliger.....94
- 4 Mesure de l'accord inter-juge.....94
- 5 Statistiques descriptives pour le test de Zulliger ($n = 522$)95

Remerciements

Tout d'abord, je tiens à exprimer toute ma gratitude à mon directeur de recherche, Marcos Balbinotti, sans qui ce projet de thèse n'aurait pas vu jour. Ses judicieux conseils, ses encouragements et son caractère jovial et optimiste furent d'un précieux soutien tout au long de mon doctorat. Plusieurs obstacles rencontrés au cours de ces dernières années ont été surpassés grâce à son support. Nos nombreuses discussions m'amenèrent à évoluer à la fois sur le plan académique et personnel, et pour cela, je lui en suis excessivement reconnaissant.

Je souhaite également remercier les membres de mon comité de direction, Suzanne Léveillé et Julie Lefebvre, pour leur contribution à mon projet et leurs recommandations issues de leur expertise avec les méthodes projectives. Leur collaboration dans mon projet doctoral a permis de trouver des pistes de solution à de nombreux questionnements.

J'aimerais également remercier mes collègues Mélina Labrie-Boilard, Kathy Bélanger, Marilou Ouellet et Sue-Hélène Labonté, pour l'importante place qu'elles ont occupée dans diverses étapes du processus d'expérimentation et pour leur support général. Leur aide précieuse favorisa grandement la réalisation du projet, de par leur rigueur et leur professionnalisme, et je leur en suis très reconnaissant. Merci également à mes collègues Evandro Peixoto, Joel Gagnon et Ricardo Castillo pour leur aide technique avec l'utilisation de certains logiciels statistiques.

Introduction

La communauté scientifique suggère que la qualité des instruments, le savoir-faire, les manipulations méthodologiques et le fait de savoir bien interpréter les résultats sont d'importance fondamentale (Miller & Lovler, 2015; Pellini, 2008; Suhr, 2015). Pour justifier l'utilisation d'un instrument d'évaluation psychologique, plusieurs critères doivent être vérifiés. Les trois aspects généralement rapportés en psychométrie sont la validité, la fidélité et les normes des instruments. La fidélité concerne principalement la reproductibilité des résultats et sa consistance interne. Elle est généralement vérifiée par le coefficient kappa (Cohen, 1960), pour l'accord interjuge, le coefficient alpha de Cronbach pour la consistance interne, et le test-retest pour la stabilité temporelle. La validité se rapporte plutôt à savoir si le test mesure réellement ce qu'il est censé mesurer (Urbina, 2014). Pour ce faire, trois types de validité sont généralement reconnus : de construit, de contenu et de critère. La validité est généralement évaluée en démontrant les corrélations existantes entre l'instrument à l'étude et d'autres mesures évaluant le même concept, en utilisant des analyses factorielles ou en ayant des experts se positionnant sur différents aspects de l'instrument, comme la clarté des questions ou leur pertinence (Balbinotti, Benetti, & Terra, 2007).

Pour ce qui est des instruments projectifs, ou plus particulièrement les instruments basés sur la technique des taches d'encre, l'adéquation de ces critères n'est pas une tâche facile. Les objectifs et la façon de générer les données à interpréter ne sont pas aussi

évidentes que lorsqu'on utilise des questionnaires à choix multiples préalablement opérationnalisés à partir de théories clairement définies. Les méthodes projectives sont originaires du champ de la clinique, où les individus sont observés dans leur relation avec l'observateur qui cherche à appréhender la plus grande quantité possible d'information, pour rendre possible l'émission d'un diagnostic et une planification de l'intervention (Villemor-Amaral & Lamounier, 2006). Ainsi, de nombreuses difficultés peuvent survenir lorsqu'on cherche à atteindre des critères d'excellence en ce qui a trait au respect des attributs psychométriques de ces types de méthodes (Lilienfeld, Wood, & Garb, 2000).

Problématique

L'analyse des questionnaires autorapportés mène à la conclusion que les répondants ont tendance à fournir la réponse qu'ils considèrent comme étant la bonne selon l'évaluateur, sans que cette réponse coïncide nécessairement avec les résultats obtenus lors d'une auto-évaluation honnête (Ones, Viswesvaran, & Reiss, 1996). La situation particulière avec les tests de tache d'encre comparativement au test autorapporté est l'ambiguïté des stimuli en ce qui concerne la désirabilité sociale (Ferreira & Villemor-Amaral, 2005). Whittington (1998) contribue à l'évaluation de l'influence de la désirabilité sociale dans les réponses de test basé sur les taches d'encre et constate que le Rorschach n'est pas significativement associé avec la désirabilité sociale. Cette conclusion, sans être directement applicable au test de Zulliger, laisse croire au potentiel

général des instruments basés sur les taches d'encre pour combattre le biais de désirabilité sociale.

Actuellement, au Québec, il n'existe pas d'instruments projectifs basés sur les taches d'encre à administration collective. Cela fait en sorte que lors d'évaluation de groupe, pour insérer l'administration d'instruments projectifs utilisant les taches d'encre, il faut s'en remettre à des évaluations individuelles, avec la contrainte temporelle qui y est reliée. Certains questionnaires, instruments psychométriques ou épreuves de dessin peuvent être administrés en version collective, mais ces derniers n'apportent les avantages particuliers des méthodes projectives basés sur les taches d'encre. Au niveau des avantages de ce type de méthode, le sujet, soumis à des stimuli ambigus ou non structurés, aura tendance à exprimer des réponses provenant d'un niveau plus profond de sa psyché que lorsqu'il est soumis à des questions objectives réduisant la triche et le monitorat et en touchant précisément les processus de perceptions et d'interprétation des stimuli dans le cas du Rorschach ou du Zulliger (Kaplan & Saccuzzo, 2012). Sans chercher à se substituer aux instruments psychométriques traditionnels, les méthodes projectives favorisent l'obtention d'informations et de données supplémentaires à celles obtenues dans le cadre d'administration d'instruments psychométriques, constituant un point central venant justifier l'usage de tests projectifs.

Les méthodes projectives se divisent en différentes sous-catégories. Tout d'abord, il y a les techniques thématiques, qui incluent entre autres le *Thematic Apperception Test*

(TAT), le *Children's Aperception Test* (CAT) et le Patte-Noire. Il existe également les techniques de dessin, comme le *House-Tree-Person* (HTP), le *Kinetic Family Drawing Test* et le dessin du bonhomme. Enfin, les techniques de taches d'encre, sur lesquelles porte cette thèse, incluent notamment le test de Rorschach, le test de Holtzman et le test de Zulliger.

Avant de passer à la validation des instruments, il convient de mettre en contexte ces instruments et leurs créateurs en présentant une brève biographie des auteurs du test de Rorschach et du test de Zulliger.

Hermann Rorschach, sa vie et son œuvre

Hermann Rorschach est un psychiatre suisse né à Zurich en 1884 (O'Roark & Exner, 2013). Son père, mort en 1903, était un peintre qui enseignait le dessin. Hermann Rorschach, ayant un côté artistique développé plus particulièrement prononcé pour le dessin et la peinture, reçoit une éducation où l'expression de sa créativité est très encouragée par son père (Ellenberger, 1954). Il hésite longtemps entre se lancer dans une carrière dans le domaine des arts ou aller faire des études en médecine. Son choix va finalement pour les études médicales, suite à une rencontre avec le biologiste Haeckel, qui lui conseille la carrière scientifique. Il parcourt plusieurs universités d'Europe et passe environ un an en Russie, avant de revenir s'établir en Suisse pour de bon. Au cours de son cheminement, il se spécialise dans le domaine de la psychiatrie, influencé grandement par l'atmosphère qui règne dans la clinique psychiatrique de Zurich, où

l'effervescence de la psychanalyse l'amène à côtoyer notamment Carl Gustav Jung, qui aura plus tard une influence sur son travail. Il continue cependant à peindre toute sa vie. Il est d'ailleurs le premier à faire de l'art-thérapie, en introduisant la peinture comme technique thérapeutique avec les schizophrènes. Étudiant, il est surnommé « Kleck », ce qui signifie « barbouilleur aux taches d'encre ». À cette époque, en suisse, un jeu d'enfant nommé *klecksographie* consiste à mettre une tache d'encre sur une feuille et de la replier sur elle-même pour obtenir, par exemple, un papillon ou un oiseau. La thèse de médecine de Hermann Rorschach, qu'il soutient en 1912, sous la direction de Bleuler, porte sur les hallucinations-réflexes et les phénomènes associés. Malgré le fait qu'il n'a pas lui-même suivi de cure psychanalytique (cela étant à l'époque – et encore aujourd'hui – un prérequis pour pratiquer la psychanalyse), il pratique sur les patients avec qui il travaille des cures psychanalytiques l'amenant à comprendre la maladie mentale dans la perspective de ces théories (Ellenberger, 1954). Il fréquente le groupe psychanalytique de Zurich de 1909 à 1913 (Bleuler, Jung, Maeder, Binswanger et Pfister), et publie des articles, notes et comptes rendus assez nombreux dans *Zentralblatt für psychoanalyse*. Ce groupe est dissout suite au départ de Jung et du commencement de la Première Guerre Mondiale. En 1919, lors de l'après-guerre, une société suisse de psychanalyse est fondée. Rorschach y est nommé vice-président. Il commence à faire des présentations sur le test qu'il développe, test qui éveillera l'intérêt entre autres de Oberholzer et de Zulliger, des membres fondateurs de la société suisse de psychanalyse. Son *Psychodiagnostik* (Rorschach, 1942) est l'œuvre sur laquelle une très grande partie de son temps est consacré à la suite de sa thèse en médecine. Ce texte de 127 pages, paru

en 1921, contient les résultats de ses études sur ses patients, de même que les 10 cartes qui sont aujourd'hui utilisées dans le Test de Rorschach. Ce test a pour objectif d'évaluer les caractéristiques psychiques du patient, en lien avec ses réponses et ses réactions aux taches d'encre qui lui étaient présentées (Pichot, 1984). Il compare les réponses des patients qu'il traite avec celles d'individus normaux, et découvre que les caractéristiques psychologiques ont une influence sur la perception visuelle. La typologie utilisée pour son test projectif est celle de Jung, qui est basée sur quatre dimensions : introversif (ou introverti), extratensif (ou extraverti), coarté (caractérisé par la faiblesse de ses énergies instinctuelles et de la résonance affective), ambiéqual (qui alterne entre introverti et extraverti). Ce test projectif, dont l'utilisation débute environ 10 ans après la mort de Rorschach, connaît une évolution considérable et est désormais un des tests projectifs les plus utilisés. Ses écrits concernent principalement les observations et les recherches qu'il a effectuées sur certaines sectes suisses, dont les gourous étaient en faveur de l'inceste. Son point de vue sur les comportements des leaders de ces sectes, considérés comme psychotiques ou névrosés, est en lien avec les théories psychanalytiques, et il voit dans les agissements de ces derniers l'expression de complexes intrapsychiques inconscients (Pichot, 1984). Hermann Rorschach était quelqu'un de réservé, d'intelligent et ayant beaucoup de culture. Il était quelqu'un d'introverti, avec un côté créateur développé, remarquable dans les dessins qu'il faisait. Il pouvait sembler timide aux premiers abords, mais était très présent pour ses proches. Rorschach termine sa vie comme directeur de l'Hôpital Psychiatrique de Herisau, où il meurt en 1922, suite à une crise d'appendicite qui n'a pu être opérée (Ellenberger, 1954).

Suite à son décès, d'autres chercheurs, notamment Klopfer et Beck, s'efforcent d'améliorer son système de cotation. Plus tard, Exner développe un autre système de cotation, le Système intégré, en se basant sur les travaux de ses prédécesseurs et en essayant d'établir une méthode de cotation plus rigoureuse sur le plan statistique.

Hans Zulliger, sa vie et son œuvre

Hans Zulliger est un pédagogue suisse né à Biel/Benne, en 1893. Son père travaille pour une usine de montres où il faisait un salaire modeste, mais son habileté à organiser son budget permit néanmoins de répondre aux besoins de la famille (Alexander, Eisenstein, & Grotjahn, 1995). Cependant, il y a un moment auparavant où les parents de Hans travaillaient tous les deux, et où il doit habiter chez des amis, mais la famille finit par parvenir à acheter un terrain et se construire une demeure (Alexander et al., 1995). Hans Zulliger est doué à l'école. Il complète ses études au *Gymnasium*, où une discipline de fer est imposée. Il s'intéresse beaucoup aux arts et aurait aimé devenir peintre ou musicien, mais la condition socioéconomique dans laquelle évolue sa famille, avec notamment ses trois plus jeunes frères, l'empêche de se diriger dans ce domaine. C'est à ce moment que Hans Zulliger entre en contact avec le monde de la psychanalyse. Depuis son premier contact, il est passionnément enthousiaste au sujet des nouvelles théories de l'inconscient (Milhaud-Cappe, 2007). Les écrits des grands de l'époque (comme Freud, Jung, Bleuler, Adler) ont fait leur chemin. Zulliger a la chance de rencontrer Ernst Schneider, un professeur de psychologie qui a eu l'idée de mélanger les domaines de la psychanalyse et de l'éducation, mais cette idée de Schneider lui vaut de

nombreuses critiques, au point où il n'a d'autre choix que d'abandonner ce projet (Alexander et al., 1995). En 1912, Hans Zulliger termine ses études et travaille à titre de professeur dans une école primaire, étant à la fois professeur au primaire et psychothérapeute. Il participa à l'effervescence culturelle de la Suisse et obtient du renom dans le monde scientifique. Il est reconnu comme étant un psychothérapeute particulièrement doué et obtient une certaine attention avec son ouvrage « *Psychoanalytic Observations from Public Schools* », publié en 1921. Son ouvrage paraît à un moment où la psychanalyse de Freud est très controversée. À cette époque, elle n'est pas enseignée dans les universités, qui la boudent, mais commence néanmoins à se répandre, notamment avec Bleuler et le Pasteur Pfister, à Zurich (Alexander et al., 1995). Hans Zulliger est connu comme psychothérapeute pour avoir suivi de nombreux enfants sur le plan développemental, les avoir aidés à passer à travers leurs difficultés (échecs scolaires, anxiété, etc.), et par la suite constater le succès de ses efforts thérapeutiques, et sur le plan de l'éducation à travers trois générations (Milhaud-Cappe, 2007). Aussi, il travaille sur le test Behn-Rorschach et le test de Rorschach. Par la suite, il construit son propre test de taches d'encre, qui a la particularité d'être administré en groupe aussi bien qu'individuellement. Au cours de sa vie, Hans Zulliger publie plusieurs livres et plus d'une centaine d'articles, traduits en plusieurs langues (Milhaud-Cappe, 2007). Zulliger considère, comme Freud le mentionnait, que toutes les névroses sont engendrées par la répression des pulsions (Alexander et al., 1995). Pour lui, le jeu chez l'enfant est une expression de son inconscient qui peut être interprétée analytiquement et utilisée comme outil thérapeutique (Zulliger, 1923). En ce sens, le

traitement analytique aura lieu uniquement lorsque le comportement éthique (p.ex., respect des règles) devient un problème pour l'enfant, ce qui induit qu'il rejette la punition comme outil d'éducation (Zulliger, 1956), mais peut néanmoins y avoir recourt seulement si le lien de confiance est bien ancré. Il suggère que le travail de Freud doit être parfaitement maîtrisé, de même que la connaissance de la pensée magique-mystique de l'enfant et sa relation avec le développement de la conscience (Zulliger, 1931), considérant l'impact de premier plan du thérapeute sur le fonctionnement de la thérapie (Alexander et al., 1995).

La philosophie de Zulliger est que sa spiritualité doit être l'expression d'une recherche honnête de la vérité, qui doit être libérée de toute forme de dogme (Alexander et al., 1995). Il sait interpréter le comportement des enfants, mais laisse l'interprétation devenir manifeste à la conscience de l'individu au lieu de la formuler. Cette attitude l'amène à accepter l'ordre naturel des choses et à développer une technique spéciale qui lui permet de transformer les parents en aidant, dans le cadre d'une psychothérapie avec l'enfant (Zulliger, 1930).

Caractéristiques de l'instrument

Le test de Zulliger (Zulliger, 1948) est un instrument basé sur la technique des taches d'encre. Il partage plusieurs points communs avec le Rorschach, comme l'aspect général des planches, les systèmes de cotations utilisés et les interprétations générales qui peuvent être effectuées. Le test de Zulliger fut parfois présenté comme étant une

version abrégée du Rorschach, puisqu'il n'est constitué que de trois planches, mais la consigne est plus complexe. Contrairement au Rorschach, il fut conçu pour être administré en groupe à un nombre élevé de sujets. Le test de Zulliger est un test qui évalue la personnalité, le fonctionnement cognitif et les émotions. Étant donné le nombre limité de planches, lorsqu'il est utilisé en groupe, il est généralement considéré comme un complément à d'autres tests, permettant d'évaluer où se situent les individus par rapport à la norme. Ce test est notamment en contexte de sélection de personnel ou à titre de test de dépistages de certaines psychopathologies, comme la dépression. Les procédures d'administration sont présentées ci-dessous.

Passation collective du test de Zulliger (traduction libre, tirée de Zulliger, 1969)

Les directives suivantes concernent l'administration collective du test de Zulliger et sont tirées directement de son manuel. Il est suggéré d'administrer cet instrument dans une salle semblable à une classe d'école ou une salle de conférence, puisqu'un projecteur est requis et qu'il est utile d'avoir accès à un tableau pour l'explication des consignes.

Tout d'abord, on place une feuille à chaque place, pour que les sujets inscrivent eux-mêmes leurs réponses. Dans la partie supérieure, des espaces sont prévus pour inscrire le nom, le sexe, l'âge, etc., selon les besoins de la recherche. À partir du coin supérieur droit, il faut laisser une marge de 5 centimètres (2 pouces) séparée par une ligne verticale du reste de la feuille, où les réponses seront cotées par l'évaluateur.

Les instructions du chercheur sont les suivantes : « Je vais projeter trois images sur cet écran, une après l'autre. La consigne est d'écrire sur la feuille devant vous : Qu'est-ce que ça pourrait être? Vous pouvez interpréter l'image dans sa globalité ou seulement certaines de ses parties. Bien entendu, vous pouvez aussi faire les deux. C'est à vous de choisir la manière et l'ordre dans lesquels vous procédez. Les images n'ont pas de significations particulières. Différentes personnes y voient différentes choses. Par conséquent, toutes les réponses sont correctes. S'il vous plait, donnez autant de réponses que vous le pouvez. Plus tard, j'aimerais savoir à quel endroit vous avez vu les choses que vous avez interprétées. Si vous interprétez l'image dans sa globalité, écrivez à la fin de votre réponse entre parenthèses (W), pour indiquer que toute l'image fut interprétée (W = whole). Si vous interprétez une partie de l'image, désignez l'emplacement de cette partie selon un cadran imaginaire (le cadran peut être dessiné au tableau ou sur une feuille pour montrer aux participants). Par exemple, 12 veut dire la partie centre supérieure, 3 la partie droite, 6 la partie centre inférieure, 9 la partie gauche ».

Il est utile, avant de commencer la passation, de pointer à l'aide d'une règle sur l'écran ces différentes parties. Par la suite, la demande suivante est faite aux participants : « Écrivez vos réponses l'une en dessous de l'autre. Vous pouvez également les numéroté. Inscrivez le chiffre « un » en chiffre romain au-dessus des réponses à la première image. Quand vous avez terminé avec la première image, tracez une ligne horizontale en dessous de vos réponses, puis écrivez « deux » en chiffre romain en dessous de la ligne, et la même chose pour la troisième image. Je vais projeter chaque

image sur l'écran pendant 15 secondes pendant que la pièce est dans une obscurité totale, pour que vous puissiez la regarder attentivement. Après, je vais vous donner un peu de lumière, pour que vous puissiez écrire vos réponses sur la feuille. Pendant ce temps, je laisserai l'image sur l'écran pour que vous puissiez vous y référer au besoin. Après un certain temps (environ 3 minutes, selon qu'il y a encore des participants qui n'ont pas terminé d'écrire), je vais refermer la lumière, pour vous redonner l'opportunité de voir l'image avec plus de précision. Encore une fois, je vous prie d'écrire seulement au moment où j'ouvrirai la lumière. Je vais procéder exactement de la même façon pour chacune des trois images ».

Au moment où le chercheur croit que tous les participants ont terminé d'écrire, il s'assure qu'ils sont prêts à visionner la prochaine image. Il rappelle au groupe que si quelque chose ne leur paraît pas clair, ils sont priés de poser leurs questions avant de débiter le test ».

Lorsque les trois planches ont été présentées et que les participants ont terminé d'écrire, le chercheur récupère les feuilles réponses et l'administration est terminée.

Systèmes de cotation

Différentes approches existent pour la cotation et l'interprétation du test de Rorschach : l'approche suisse, l'approche française et l'approche américaine. L'approche suisse basée principalement sur les publications du groupe de Lausanne

(Husain, 1994, 1996, 2015; Rossel, Husain, & Merceron, 1986, 2005; Rossel, Husain, & Merceron, & Fayet, 2001; Rossel & Merceron, 1994). Cette approche est basée sur l'analyse minutieuse du langage, le « comment c'est dit », considérant que cela reflète la pensée du sujet et les dysfonctionnements qu'on peut y observer. L'approche française, de son côté, est basée sur le modèle psychanalytique (Chabert, 1998, 2001, 2012a, 2012b). Cette approche propose des procédures d'analyse et d'interprétation des méthodes projectives selon le modèle freudien de l'appareil psychique. L'approche américaine, sur laquelle repose la présente thèse, est plutôt fondée sur le Système intégré d'Exner (1996). Cette approche n'est pas basée sur des concepts psychodynamiques, mais plutôt sur l'aspect quantitatif de la cotation des indices. Cette approche sera décrite plus amplement dans la section qui suit.

Comme avec le test de Rorschach, le test de Zulliger peut être coté et interprété en fonction de plusieurs systèmes de cotation. De nos jours, le plus répandu est le Système intégré (Exner, 1996). Cependant, un retour sera fait sur d'autres systèmes de cotation, auxquels certains aspects sont empruntés lors de l'administration collective, puisque le Système intégré vise principalement l'administration individuelle.

Exner

Le Système intégré (Exner, 1996) fut développé dans les années 60 par Exner. Son objectif était d'offrir un système de cotation plus rigoureux que ceux présents à cette époque. Pour ce faire, il travailla en collaboration avec plusieurs experts du Rorschach

(Klopfer, Beck, Hertz, etc.) et prit plusieurs éléments provenant des divers systèmes de cotation utilisés à l'époque pour créer son propre système, d'où le nom « Système intégré ». Les éléments clés du Système intégré sont le regroupement de variables en constellations et la stratégie séquentielle de recherche utilisée pour déterminer l'ordre d'analyse. La cotation est réalisée dans un contexte d'administration standardisée, où les critères de cotation sont le plus objectifs possible et où les réponses peuvent être comparées à une grande base de données normative. Chaque réponse est cotée selon son niveau de précision (p.ex., les détails fournis, l'approfondissement de la réponse) et de synthèse, sa localisation, le contenu de la réponse, les déterminants utilisés pour produire la réponse (p.ex., Forme, Couleur), sa popularité (fréquence d'apparition de la réponse selon des données normatives), sa qualité formelle (p.ex., hyperdétaillée, ordinaire, inhabituelle, moins) et plusieurs cotes spéciales peuvent être ajoutées pour exprimer des incohérences, des illogismes (p.ex., raisonnement « tiré par les cheveux » ou logique hermétique) ou des bizarreries. Par la suite, les scores sont calculés pour les différentes catégories, divers calculs sont réalisés pour obtenir un résumé formel, puis ce dernier est interprété en comparant les résultats à ceux présents dans la base de données normative. Ce système est souvent considéré comme étant plus quantitatif dans son interprétation des résultats (Exner, 1996).

Pour résumer la passation utilisant le Système intégré (Exner, 1996), elle se divise en deux parties : la cotation et l'interprétation. Pour débiter la cotation, les consignes sont expliquées au participant, qui doit par la suite offrir ses réponses spontanées aux

diverses planches en répondant à la question « Qu'est-ce que ça pourrait être ? ». Le clinicien note alors les réponses du participant en utilisant le verbatim, et en laissant de l'espace à côté des réponses pour ajouter les informations qu'il obtiendra à l'étape suivante. Ensuite vient l'enquête, où les réponses du participant lui sont répétées; il lui est alors demandé de définir « Où? » et « À quoi? » il a vu sa réponse. Le clinicien prend en note, encore une fois en utilisant le verbatim, les explications du participant à côté des réponses de celui-ci. L'objectif est alors d'obtenir plus de renseignements sur la localisation de la réponse, c'est-à-dire l'endroit dans la planche où le sujet a vu sa réponse, et sur les déterminants de la réponse (p.ex., Couleur, forme, texture), c'est-à-dire ce sur quoi le participant s'est basé pour produire sa réponse. Suite à l'enquête, le clinicien procède à la cotation proprement dite, où chaque réponse du participant se voit attribuer une localisation, un contenu (p.ex., Humain, animal, paysage, etc.) et un déterminant. À noter qu'il peut y avoir plusieurs contenus ou déterminants dans une même réponse, selon sa complexité et le niveau de détail. D'autres indices sont également ajoutés, comme la qualité formelle, les cotations spéciales, etc. Une liste plus complète des indices est présentée à l'Appendice G. Suite à la cotation des indices, un résumé formel est réalisé, où les sommes des divers indices cotés sont calculées, de même que plusieurs rapports, pourcentages et dérivations (p.ex., $FC : CF + C$, Pure C, WDA%, etc.). C'est à partir de ce résumé formel que sera réalisée l'interprétation du protocole. L'interprétation se fera selon divers ensembles, comme les ensembles « Idéation », « Affect », « Médiation », « Perception de soi », « Interpersonnel », « Traitement de l'information », etc. Chacun de ces ensembles regroupe divers scores

obtenus lors du résumé formel, et est alors interprété selon des normes. Par exemple, l'ensemble « Interpersonnel » regroupe le score « Humain Cont » (la somme des contenus humains : $(H) + H + (Hd) + H$) et le rapport « Isolate/R » (la somme des contenus suivants : Botanique, Nuages, Géographique, Paysage et Nature, divisée par le total de réponses dans le protocole). Ainsi, l'interprétation de cet ensemble permettra d'évaluer l'intérêt pour les autres et l'isolement. D'autres interprétations seront faites en fonction des cotations spéciales et des constellations (p.ex., Potentiel suicidaire, Index Perception-Pensée, Index Dépression, Index Incompétence sociale, Index Hypervigilance, Index Obsessionnalité). Par exemple, l'« Index Dépression » contient sept groupes de cotes (p.ex., $(FV + VF + V > 0)$ OU $(FD > 2)$, $(MOR > 2)$ OU $(2 \times AB + Art + Ay > 3)$, etc.), et le participant doit remplir cinq des sept critères pour se voir attribuer un risque dépressif. C'est suite à ces divers calculs et à leur comparaison à des normes établies, basées sur des critères quantitatifs, que le clinicien pourra procéder à l'interprétation du protocole du participant (Exner, 1996).

Zulliger

Le système de cotation de Zulliger (Zulliger, 1969) est principalement basé sur le système de Klopfer (Klopfer, Kelley, & Davidson, 1942). Le système de Klopfer est plus aligné avec les théories de la personnalité de Jung. Il accorde une grande importance à la symbolique et à la nature expérientielle des contenus de réponse. Le système de cotation initial de Zulliger était grandement fondé sur celui-ci. De nos jours,

ce système n'est plus vraiment utilisé, principalement parce qu'il a été remplacé par le Système intégré (Vaz, 2002).

Certaines modifications sont effectuées au système de Klopfer par Zulliger pour qu'il devienne compatible avec le test de Zulliger. Ce système (le système de Zulliger) évalue les localisations (p.ex., W, D, Dd), les déterminants (p.ex., Forme, Couleur), le type de contenu (p.ex., Humain, Mouvement, Animal), la popularité des réponses (fréquence d'apparition de la réponse selon des données normatives), etc. L'objectif de ce système est d'évaluer l'équilibre existant entre la répartition des diverses réponses pour obtenir certaines caractéristiques de la personnalité de l'individu, comme *introversive*, *extratensive*, *ambiequal*, *dilated*, etc. L'arrangement des cotations, soit la façon dont sont réparties les réponses de l'individu, permet ainsi de le situer selon les différents types de personnalité. La séquence des réponses données est également évaluée, à savoir si elles sont ordonnées, en vrac, irrégulières ou inversées, ce qui donne également de l'information sur le portrait psychologique de l'individu. L'approche de Zulliger, contrairement à celle d'Exner, est basée en partie sur une interprétation plus qualitative, malgré que des analyses quantitatives soient également utilisées. Aussi, puisque le test de Zulliger s'administre en groupe, il n'y aura pas d'enquête comme pour la méthode d'Exner, qui est fondée sur une administration individuelle.

Objectifs de la thèse

Alors que le test de Rorschach est bien documenté dans la littérature, le test de Zulliger est peu connu en Amérique du Nord. Peu d'études ont été réalisées à son sujet dans le monde, et aucune ne fut recensée ni au Québec, ni au Canada. Ainsi, le manque de données normatives et d'études de validation sur une population québécoise peut créer un frein à son utilisation. De cette manière, la présente thèse répondra au manque de données sur les qualités psychométriques du test de Zulliger, offrira des normes québécoises pouvant entourer son utilisation, et cherchera populariser cet instrument peu connu au Québec. Il paraît pertinent d'utiliser cet instrument au Québec pour combler l'absence apparente d'instrument projectif basé sur la technique des taches d'encre à administration collective validé pour sa population. Ce type d'instrument pourrait se révéler utile pour les psychologues cliniciens, organisationnels ou scolaires. L'objectif de cette thèse est de débiter le processus de validation et d'adaptation du test de Zulliger auprès d'une population adulte non clinique québécoise. Pour ce faire, deux objectifs principaux sont couverts par les deux articles rédigés dans le cadre de cette thèse. Dans le premier article, une recension de la littérature sur le test de Zulliger vise à explorer la pertinence de son utilisation au Québec en précisant le contexte, les conditions d'administration, les utilisations possibles et les avantages de cet instrument en réalisant une recension de la littérature. Les résultats obtenus aux différentes études présentées sur le test de Zulliger pourront permettre l'obtention d'un portrait global de la situation de cet instrument dans le monde, et de situer la place qu'il pourrait occuper au sein des communautés de chercheurs et de cliniciens au Québec. Dans le deuxième article, une

étude corrélacionnelle vise à démontrer les qualités psychométriques du test de Zulliger afin de débiter le processus de validation de cet instrument, en établissant des données normatives pour une population non clinique québécoise, en évaluant l'accord inter-juge et en comparant certains indices du test de Zulliger avec les résultats obtenus à des échelles psychométriques évaluant des concepts similaires, pour explorer la validité de critère (p.ex., impulsivité, estime de soi, stress psychologique).

Méthodologie

Le comité d'éthique de l'Université du Québec à Trois-Rivières analysa et approuva cette recherche (numéro de référence : CER-12-185-06.13). Un total de 546 étudiants universitaires (hommes : 20,5 %; femmes : 79,5 %) de différents programmes d'études (psychologie, médecine, sciences de l'éducation et orthophonie) et d'âges variant de 18 à 66 ans ($M = 23,31$, $ET = 7,31$) ont été recrutés pour la présente recherche. Le recrutement s'est échelonné sur une période d'environ un an. L'échantillon a été choisi selon la disponibilité des sujets et de l'institution. Selon Maguire et Rogers (1989), il s'agit d'un échantillon non aléatoire (par convenance), suggéré dans un contexte d'études en psychologie.

Le recrutement des participants s'est effectué en deux étapes. Tout d'abord, un courriel a été envoyé à plusieurs professeurs de l'UQTR, présentant le chercheur principal, le certificat d'éthique (voir Appendice H), le projet de recherche détaillé et une demande de collaboration pour l'administration d'instruments en début de cours

(voir Appendice I pour une copie de la lettre de demande collaboration). Par la suite, lors de l'acceptation de la part d'un professeur à participer au projet, il était convenu d'un ou de deux moments pour l'administration des tests. Certains professeurs préféraient en effet échelonner l'administration des tests sur deux cours, pour des raisons de planification. Le déroulement de l'administration sera présenté dans la section Procédures d'administration.

Choix du nombre de participants

Pour déterminer le nombre de participants requis pour cette étude, comme il était question d'évaluer la validité de construit des différentes échelles psychométriques utilisées, deux critères de l'analyse factorielle exploratoire ont été retenus. Premièrement, selon Tabachnick et Fidell (2007), un minimum de 300 participants serait un nombre acceptable pour mener une analyse factorielle exploratoire. Deuxièmement, selon Field (2013), un chercheur devrait avoir au moins 10 à 15 participants par variable. Parmi les instruments utilisés, le plus long contenait 36 items, alors un total variant entre 360 et 540 participants était requis pour respecter le barème. Le total final de participants ($N = 546$) répond donc aux critères requis pour mener à bien les analyses factorielles exploratoires, et sera par conséquent un nombre suffisant pour réaliser les analyses.

Instruments utilisés

Les participants ont répondu à huit instruments : (1) le test de Zulliger (Zulliger, 1948); (2) Le *Barratt Impulsiveness Scale* (BIS-11; Patton & Stanford, 1995); (3) La Mesure du stress psychologique en 9 items (MSP-9; Lemyre & Tessier, 2003); (4) Le *Beck Depression Inventory* (BDI-II; Beck et al., 1996); (5) Le *Coping Inventory for Stressful Situations* (CISS; Endler & Parker, 1990); (6) L'Échelle d'estime de soi (EES-10; Rosenberg, 1965, traduit en français par Vallières et Vallerand, 1990); (7) Le *Suicide Probability Scale* (SPS-36; Cull & Gill, 1988); et (8) un questionnaire sociodémographique utilisé seulement pour le contrôle des variables « sexe » et « l'âge ».

Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11). Le BIS-11 (Patton & Stanford, 1995) est une mesure multifactorielle d'impulsivité de premier (l'attention, l'impulsivité motrice, le contrôle de soi, la complexité cognitive, la persévérance et la stabilité cognitive) et deuxième (motrice, attentionnelle et non planifiée) ordres, conçue pour évaluer le niveau de la tendance des gens à : agir sur un coup de tête, afficher un comportement caractérisé par peu ou pas de prévoyance, de réflexion, ou prise en compte des conséquences. Généralement, ces actions sont mal conçues, prématurément exprimées, indûment risquées, ou inappropriées à la situation et se traduisent souvent par des conséquences indésirables, ce qui peut mettre en péril la réussite des objectifs à court, moyen et long terme. Sa version française (Baylé et al., 2000) a été récemment validée (Gélinas et al., 2015) (voir Appendices J et K). Elle contient 22 items qui doivent être répondus selon

une échelle bidirectionnelle (Likert, 1932) allant de *Fortement en désaccord* (1) à *Fortement en accord* (4). La somme des réponses à tous les items indique le niveau d'impulsivité présent chez le répondant. Un score peut aussi être obtenu pour chaque dimension de premier et deuxième ordres. Malgré que le nombre de facteurs soit différent entre la version originale (6 facteurs de premier ordre) et la version récemment adaptée (Gélinas et al., 2015) (5 facteurs de premier ordre), l'explication de la variance est semblable (38 % à la version originale; 35 % à la version récemment adaptée), ce qui assure, par ce biais, la validité de construit de cette mesure. De plus, les coefficients alpha de Cronbach rapportés originalement (Patton & Stanford, 1995), lesquels varient de 0,79 à 0,83 pour l'instrument au complet et selon plusieurs échantillons de plusieurs populations différentes (étudiants universitaires, patients en toxicomanie, patients psychiatriques généraux, détenus) sont tout-à fait comparable à celui obtenu (0,83) récemment (Gélinas et al., 2015), avec un échantillon de 546 étudiants universitaires, ce qui assure la fidélité de cette mesure. Les résultats des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires pour cet instrument se retrouvent à l'Appendice A.

Mesure du stress psychologique en 9 items (MSP-9). Le MSP-9 (Lemyre & Tessier, 2003) est une mesure de stress unidimensionnelle qui évalue plusieurs symptômes ou descripteurs de problèmes affectifs (contrôle des émotions, des humeurs), cognitifs (attention, concentration), comportementaux (contrôle des gestes) et physiques (douleurs, niveau d'énergie). Ces symptômes sont généralement considérés comme étant liés au stress psychologique, et pouvant entraîner des problèmes physiques et

psychologiques chez l'individu (insomnie, troubles anxieux, dépression). Cet instrument, qui en est à sa première version, contient 9 items répondus sur une échelle bidirectionnelle (Likert, 1932) allant de *Pas du tout* (1) à *Énormément* (8). La somme des scores est ensuite obtenue, et des résultats élevés indiquent un plus haut niveau de stress psychologique. Selon les auteurs, les qualités psychométriques de fidélité, de validité et de consistance interne (0,89) du MSP-9 sont similaires aux versions à 49 et à 25 items de cet instrument (Lemyre & Tessier, 2003). Les données pour ces autres versions proposent des coefficients de fidélité test-retest, avec un intervalle de deux semaines, variant de 0,56 à 0,69, et des coefficients alpha de Cronbach varient de 0,92 à 0,96. Des indices de validité concomitante révèlent une corrélation significative avec le *State-Trait Anxiety Inventory* (état : $r = 0,29$; trait : $r = 0,36$), et le BDI-II ($r = 0,18$) (Gauthier, Morin, Thériault, & Lawson, 1982) pour les versions longues de l'instrument. Les résultats obtenus à la présente étude (analyses factorielles exploratoires et confirmatoires) sont présentés à l'Appendice B.

Beck Depression Inventory (BDI-II). Le BDI-II (Beck et al., 1996) est une mesure unidimensionnelle de dépression conçue pour évaluer les divers symptômes physiques (sommeil, poids, énergie), cognitifs (concentration, pessimisme, indécision), émotifs (tristesse, irritabilité, sentiments négatifs envers soi-même) et comportementaux (perte d'intérêt pour le sexe, pleurs, agitation, appétit). La personne qui présente ces symptômes de dépression présentera généralement une tristesse durable, une perte d'intérêt pour les activités qui lui procuraient du plaisir auparavant, et se sentira

constamment fatiguée et isolée, pouvant aller jusqu'à des pensées suicidaires. Alors que la version initiale du BDI fut traduite par Bourque et Beaudette (1982), c'est le Centre de Psychologie appliquée (1996) qui s'occupa de la traduction du BDI-II. Cet instrument contient 21 items sur une échelle bidirectionnelle (Likert, 1932) allant de 0 à 3 (exemple : 0- J'ai toujours autant d'énergie qu'avant; 1- J'ai moins d'énergie qu'avant; 2- Je n'ai pas assez d'énergie pour pouvoir faire grand-chose; 3- J'ai trop peu d'énergie pour faire quoi que ce soit). La somme des réponses aux items indique le niveau de dépression du répondant, et permettent plus précisément d'obtenir le degré de sévérité de la dépression, allant de dépression minimale à dépression sévère. Dans une étude sur une population clinique de patients souffrant de divers troubles psychiatriques, Beck et al. (1996) présentent des corrélations significatives ayant été observées avec le *Hamilton Depression Rating Scale* ($r = 0,71$), de même qu'un coefficient alpha de Cronbach satisfaisant (0,91) et un excellent coefficient test-retest (0,93), pour un intervalle d'une semaine. Les résultats obtenus à la présente étude (analyses factorielles exploratoires et confirmatoires) sont présentés à l'Appendice C.

Coping Inventory for Stressful Situations (CISS). Le CISS (Endler & Parker, 1990) est une mesure multifactorielle de coping de premier ordre (coping orienté vers la tâche, coping orienté vers l'émotion, coping orienté vers l'évitement), conçue pour évaluer les réactions des gens lorsqu'ils font face à des situations stressantes. Cet instrument permet de déterminer le style de coping généralement privilégié par un individu et d'établir une compréhension générale des liens existant avec sa personnalité.

Le niveau de coping d'un individu indique son efficacité sur le plan adaptatif lorsqu'il fait face à des situations stressantes ou conflictuelles. La version française du CISS fut validée par les auteurs initiaux (Endler & Parker, 1998). Le CISS contient 48 items (trois sous-échelles de 16 items) qui sont évalués selon une échelle bidirectionnelle (Likert, 1932) allant de *Pas du tout* (1) à *Beaucoup* (5). Pour cet instrument, les coefficients alpha de Cronbach varient de 0,76 à 0,91, suggérant une consistance interne satisfaisante, et une bonne stabilité temporelle, avec des coefficients test-retest, avec un intervalle de huit semaines, variant de 0,66 à 0,74. Dans la présente étude, seule la sous-échelle Coping orienté vers l'émotion a été administrée. Des résultats élevés à cette sous-échelle indiquent une plus grande difficulté sur le plan du coping orienté vers l'émotion, c'est-à-dire que l'individu a tendance à utiliser des stratégies qui visent à augmenter la détresse émotionnelle, comme l'autoaccusation, qu'il fait des efforts pour changer la façon dont il perçoit la réalité sans essayer de la modifier, et que les stratégies utilisées ont pour effet indirect que la situation prend une nouvelle signification (Lazarus & Folkman, 1984). Deux raisons expliquent ce choix d'utiliser seulement cette sous-échelle : la longueur de l'échelle, et la justification théorique. En raison de la longueur de l'échelle, pour répondre aux critères les plus exigeants de l'analyse factorielle, un échantillon de 720 sujets aurait été nécessaire. Il faut également considérer la longueur totale de l'administration de l'ensemble des tests, où le temps requis pour compléter les questionnaires était déjà long. D'autre part, le lien qu'on cherche à établir entre le coping et l'indice correspondant au test de Zulliger était conceptuellement lié plus spécifiquement à l'aspect émotif du coping, et non aux copings orientés vers la tâche ou

l'évitement. Pour ces raisons, il a été convenu de n'utiliser que la sous-échelle de coping orienté vers l'émotion. Les résultats obtenus à la présente étude (analyses factorielles exploratoires et confirmatoires), pour la sous-échelle *coping orienté vers l'émotion*, sont présentés à l'Appendice D.

Rosenberg's Self-Esteem scale (RSS). La RSS (Rosenberg, 1965) est une mesure unidimensionnelle d'estime de soi qui évalue le jugement ou l'évaluation que l'on fait de soi-même ou de sa valeur personnelle (attitude positive envers soi, sentiment d'utilité, qualités, compétence, fierté). Cette échelle fut traduite en français et validée par Vallières et Vallerand (1990). Elle contient 10 items qui doivent être répondus selon une échelle bidirectionnelle (Likert, 1932) allant de *Tout à fait en désaccord* (1) à *Tout à fait en accord* (4). La somme des résultats permet d'obtenir un indicateur général du niveau d'estime de soi d'un individu, des résultats plus élevés indiquant une meilleure estime de soi. La fidélité test-retest pour cet instrument, avec un intervalle de deux semaines, varie de 0,85 à 0,88, suggérant une excellente stabilité temporelle (Rosenberg, 1979). La consistance interne est également satisfaisante, avec un coefficient alpha de 0,92. Des corrélations significatives ont été observées avec le *Coopersmith Self-Esteem Inventory*, et le EES-10 est considéré comme un prédicteur de la dépression et l'anxiété (Rosenberg, 1979). Les résultats obtenus à la présente étude (analyses factorielles exploratoires et confirmatoires) sont présentés à l'Appendice E.

Suicide Probability Scale (SPS-36). Le SPS-36 (Cull & Gill, 1988) traduit en français par Labelle, Daigle, Pronovost et Marcotte (1998) est une mesure multidimensionnelle de premier ordre (désespoir, idéations suicidaires, évaluation négative de soi, hostilité) destinée à l'évaluation du risque suicidaire. Elle contient 36 items sur une échelle bidirectionnelle (Likert, 1932) allant de *Jamais ou rarement* (1) à *La plupart du temps ou toujours* (4). Cette échelle évalue des pensées, des comportements, des attitudes ou des émotions en conjonction avec le risque suicidaire. Ainsi, un résultat élevé indique un plus haut niveau de risque suicidaire. Les auteurs rapportent un coefficient alpha de Cronbach variant de 0,87 à 0,93 et un coefficient de fidélité test-retest de 0,92, suggérant d'excellentes consistance interne et stabilité temporelle (Cull & Gill, 1988). Les résultats obtenus à la présente étude (analyses factorielles exploratoires et confirmatoires) sont présentés à l'Appendice F.

Présentation du projet

Arrivé en classe, le projet de recherche était présenté aux étudiants du groupe. Le nombre d'étudiants variait d'un groupe à l'autre, allant de 27 à 67 sujets par groupe. Une brève présentation du projet de recherche était faite, puis suivait l'administration du test de Zulliger, pour finir avec l'administration des six instruments psychométriques. Lorsque l'enseignant préférait diviser l'administration en deux parties, la première partie regroupait la présentation du projet et l'administration du test de Zulliger, puis la deuxième partie était constituée uniquement de l'administration des instruments

psychométriques. Le principal problème rencontré lorsque deux parties étaient requises est que certains étudiants furent absents à l'une des deux administrations de tests.

Résultats

Les résultats des analyses seront présentés en détail dans le second article de la présente thèse. Trois axes principaux ont guidé la seconde étude : (1) l'évaluation de la validité de construit du test de Zulliger; (2) l'évaluation du niveau de fidélité inter-juge du test de Zulliger; et (3) la présentation des normes au test de Zulliger.

Tout d'abord, les principales statistiques descriptives obtenues aux échelles psychométriques seront présentées. Certains instruments cliniques, comme le SPS-36 et le BDI-II, présentent des résultats moyens très faibles, mais cohérents avec un échantillon non clinique. Concernant l'évaluation de la validité de construit, les corrélations entre les résultats obtenus aux échelles psychométriques et les variables associées au test de Zulliger sont très faibles, et aucune ne s'est avérée statistiquement significative. Ce résultat est contraire aux hypothèses formulées initialement. Des explications et pistes de solutions seront présentées dans la discussion de cet article. Au niveau des accords inter-juge, les coefficients de fidélité sont élevés, ce qui est très satisfaisant pour ce type d'instrument. Cela indique que la formation et le guide de cotation (voir Appendice L) donnés aux évaluateurs a permis le développement d'une certaine uniformité dans la cotation des protocoles. Enfin, des statistiques descriptives pour les indices cotés au test de Zulliger seront présentées. Considérant la taille de

l'échantillon, ces résultats démontrent ce que pourraient être des normes au test de Zulliger pour une population non clinique d'adultes québécois.

Pour ce qui est du premier article, qui se retrouve dans la prochaine section, ce dernier présente des réflexions sur l'état actuel du test de Zulliger et de son utilisation. Une recension de la littérature à son sujet, remontant aux années quarante, a permis de ressortir les principaux avantages, obstacles et autres éléments provenant des études réalisées. Cet article vise entre autres à évaluer la pertinence d'utilisation de cet instrument au Québec, en se basant sur les conclusions effectuées par les auteurs des études présentées, et de nuancer les divers aspects liés à son contexte d'utilisation.

Article 1

Test de Zulliger : État actuel et réflexions sur son utilisation

État actuel de l'utilisation du test de Zulliger

Current state of use of the Zulliger test

Sébastien GÉLINAS

Université du Québec à Trois-Rivières

819-386-8414

Sebastien.Gelinas@uqtr.ca

Marcos BALBINOTTI

Université du Québec à Trois-Rivières

819-376-5011, poste 4058

Marcos.Balbinotti@uqtr.ca

Université du Québec à Trois-Rivières, Département de psychologie, 3351, boul. des Forges, C.P. 500, Trois-Rivières (Québec), G9A 5H7. Téléphone : 1-819-376-5011. Adresse de correspondance : Sebastien.Gelinas@uqtr.ca

RÉSUMÉ

Le test de Zulliger est un test projectif à administration collective basé sur la technique des taches d'encre. L'objectif de cet article est de discuter de la pertinence de l'utilisation du test de Zulliger au Québec par le biais d'une recension de la littérature. Dix-sept études comparatives ou transculturelles sont présentées et donnent du support à cette discussion. Les réflexions effectuées suggèrent que le test de Zulliger est un instrument économique, rapide, simple, profond et polyvalent. Cela tend à justifier la pertinence de son utilisation au Québec, ainsi que la pertinence des études sur le sujet.

Mots clés : test de Zulliger, méthodes projectives, taches d'encre, Rorschach, test de groupe, administration collective.

ABSTRACT

The Zulliger test is a collective projective test based on inkblots techniques. The purpose of this article is to study the appropriateness of the use of Zulliger test in Quebec through a review of the literature. Seventeen comparative or cultural studies were found in the major databases. The results suggest that the Zulliger test is economical, fast, simple, deep and versatile, which can lead us to justify the relevance of its use in Quebec, as well as the continuation of studies on the subject.

Key words: Zulliger test, projective methods, inkblots, Rorschach, group test, collective administration.

Les instruments projectifs sont parmi les tests psychologiques les plus controversés, incompris et remis en question (Amundson, 2012; Blatt, 1990; Lilienfeld, Wood, & Garb, 2000, 2001; Weiner, 2001). Cette catégorie intègre quelques sous-catégories, comme les techniques de taches d'encre (Rorschach, Holtzman, etc.), les techniques thématiques (*Thematic Apperception Test*, *Children's Apperception Test*, le *Patte-Noire*, etc.) et les techniques de dessin (*House-Tree-Person*, *Kinetic Family Drawing Test*, etc.). Le test de Zulliger est donc un instrument projectif faisant partie de la sous-catégorie des techniques de taches d'encre. Les instruments basés sur les méthodes projectives se font généralement critiquer à la fois sur des bases scientifiques et statistiques (Eysenck, 1959; Lilienfeld, 2000, 2001; Weiner, 2001). Néanmoins, le plus connu d'entre eux, le Rorschach, demeure l'un des instruments le plus utilisé en Amérique du Nord depuis plusieurs décennies, et cette tendance semble se maintenir. Il est utilisé à la fois en clinique, en recherche, dans le cadre d'évaluation psycholégale (Gacono, Evans, Gacono, & Kaser-Boyd, 2007; Meloy & Hansen, 1997) et son utilisation est enseignée dans les universités (au Québec, des cours de Rorschach sont dispensés dans plusieurs à la fois au baccalauréat et au doctorat). Les attaques virulentes dirigées à l'égard des différentes méthodes projectives suscitent de nombreux débats assurant une évolution continue des théories et des applications découlant de leur administration (Kaplan & Saccuzzo, 2012). Cependant, un constat demeure : leur usage est reconnu, répandu et actuel (Handler & Thomas, 2013; Hogan, 2013; Tuber, 2014).

Tous les instruments projectifs ont en commun un fondement rationnel sous-jacent, soit l'hypothèse projective (Hogan, 2013; Kaplan & Saccuzzo, 2012), qui suggère que lorsque les individus tentent d'interpréter un stimulus ambigu ou vague, leur interprétation reflète, entre autres, leurs sentiments, leurs besoins, leurs conditionnements antérieurs, leurs expériences personnelles et leurs processus intrapsychiques (Kaplan & Saccuzzo, 2012). Un stimulus initialement neutre peut ainsi raviver des désirs, des peurs, des fantasmes, des motivations, des penchants, ainsi que d'autres traits et comportements (Hogan, 2013). En présentant un matériel peu structuré à un individu et en lui demandant de le structurer à sa façon, il accomplira cette tâche en projetant sa propre structure de personnalité (Kaplan & Saccuzzo, 2012; Tuber, 2014). La création du concept de projection est généralement attribuée à Sigmund Freud, dans un article de 1894 titré « Les psychonévroses de défense ». Léonardo da Vinci utilisait déjà ce concept à son époque, en mesurant l'imagination de ses étudiants en arts en fonction de la qualité du

travail artistique qu'ils parvenaient à créer à partir de figures ambiguës qu'il leur présentait (Exner, 1982). Urbina (2014) définit l'instrument projectif comme étant une tâche relativement non structurée qui permet presque une variété illimitée de réponses possibles, et pour laquelle seules des instructions générales sont fournies, pour laisser place à l'imagination du participant.

Comme une multitude de possibilités de réponses peuvent se retrouver dans les épreuves projectives, l'interprétation des résultats doit se faire avec prudence; une prérogative à leur utilisation est de ne jamais tirer de conclusions définitives à partir d'une seule réponse obtenue à un stimulus ambigu (Hogan, 2013; Kaplan & Saccuzzo, 2012). L'évaluateur ne peut que faire des hypothèses quant à la signification des réponses à un test; en effet, même un expert pourrait tirer les mauvaises conclusions des résultats à une épreuve projective (Kaplan & Saccuzzo, 2012), et les spécialistes des méthodes projectives pourraient être en désaccord entre eux sur l'interprétation à faire (Exner, 1996). Néanmoins, de nombreux avantages liés à l'utilisation des méthodes projectives viennent contrebalancer ces inconvénients. Ces avantages seront approfondis plus loin dans ce texte, mais l'idée générale justifiant la pertinence de l'utilisation des méthodes projectives est qu'elles apportent des informations auxquelles le chercheur ou le clinicien n'aurait pas accès via l'utilisation d'échelles de mesure. Cependant, malgré des liens communs unissant les différents tests projectifs, les généralisations sont difficilement soutenables. Chacun offre des particularités tant dans son administration que dans sa cotation. Ainsi, il existe à la fois des critiques envers les méthodes projectives en général, et d'autres envers certains instruments spécifiques.

Le présent article vise à aborder l'état actuel de l'utilisation du test de Zulliger. La plupart des auteurs appuient l'utilisation du test de Zulliger (Bunchaft & Tavares, 2002; Ferreira & Villemor-Amaral, 2005; Lefkowitz, 1968; Mahmood, 1982, 1990; Mattlar & Sandahl, 1990; Semeonoff, 1968; Vaz, 2002; Villemor-Amaral & Machado, 2011), mais les points de vue diffèrent par rapport à différents aspects entourant son utilisation. L'absence de consensus par rapport à cet instrument et la considération des points positifs et négatifs amenés dans la littérature viennent justifier cette recension de la littérature, pour faire un bilan de cet instrument projectif utilisant la technique des taches d'encre.

HISTORIQUE

Le test de Zulliger est un test projectif basé sur la technique des taches d'encre (Zulliger, 1969). Il fait ainsi partie de la même famille d'instruments que le test de Rorschach. Le créateur du test, Hans Zulliger, était un étudiant de Hermann Rorschach.

Zulliger a construit son propre test en 1942. Les tests existants à l'époque étaient plutôt créés en vue de procéder à des passations individuelles, ce qui posait un problème de validité quant à leur interprétation dans un contexte de passation de groupe. La passation individuelle d'un test projectif comme le Rorschach à un échantillon de 30 à 60 individus n'était pas réaliste parce que trop peu économique en termes de temps et d'argent. Donc, Zulliger chercha à concevoir un test projectif basé sur la technique des taches d'encre, mais qui pourrait être administré en groupe. La mission principale de ce test était alors de dépister les candidats qui déviaient des normes exigées par l'armée suisse, pour ensuite leur faire passer des examens supplémentaires. Zulliger procéda à des expérimentations avec approximativement 1000 taches d'encre, sous forme de diapositives. Il construisit ainsi un test de six taches d'encre, qui fut réduit à quatre, puis finalement il en conserva 3 qui furent standardisées avec un échantillon de 800 sujets (Zulliger, 1969). Suite à cette conception finale du test de Zulliger, il publia en 1948 son ouvrage : « The Zulliger Group Test ». Quelques années plus tard, des planches furent créées pour la passation individuelle. Zulliger publia en 1954 son ouvrage : « The Zulliger Individual Test ». En 1969, il publia finalement sa première traduction anglaise des deux volumes : « The Zulliger Individual and Group Test ». Depuis, divers auteurs ont également publié des livres concernant le test de Zulliger, son utilisation, sa cotation et son contexte d'administration (Castiello d'Antonio & Carruba, 2008; Freitas, 1996; Vaz, 2002; Villemor-Amaral & Primi, 2009; Zdunic, 1999).

ÉTAT ACTUEL DU TEST DE ZULLIGER

Le test de Zulliger ne fait actuellement pas l'objet d'un grand nombre de recherches en Amérique du Nord. Ce test est pratiquement inconnu au Canada, voire en Amérique du Nord. Aucune étude réalisée sur une population nord-américaine n'a été trouvée sur les bases de données PsycINFO, MEDLINE, ERIC, FRANCIS, Cochrane Library en utilisant les mots clés « Zulliger » ou « Z-test »).

Les articles traitant de cet instrument ont été majoritairement publiés en Europe (Eble, 1967; Eble, Fernald, & Graziano, 1963; Lefkowitz, 1968; Lis, Magro, & Rossi, 1990; Mahmood, 1982, 1990; Semeonoff, 1963, 1968), et plus récemment en Amérique du Sud (Brinkmann, 1998; Freitas, 1996; Vaz, 2002; Villemor-Amaral, 2005; Villemor-Amaral & Machado, 2011; Villemor-Amaral & Primi, 2009; Zdunic, 1999), quoique certains aient été publiés ailleurs, notamment au Japon (Ichimura, 1959), en Indonésie (Van Der Meulen, 1959) et en Iran (Bash & Bash-Liechti, 1969). L'absence d'étude auprès des populations québécoises (et canadiennes, et même américaines) est un facteur motivant l'exploration de cet instrument. Si les résultats d'études étrangères proposent des résultats intéressants, il pourra s'avérer pertinent de valider, standardiser et adapter ce test pour des populations nord-américaines.

ÉVALUATION DU TEST DE ZULLIGER

Zulliger a plusieurs fois comparé son test avec le Rorschach et le Behn-Rorschach et a trouvé que son instrument avait plusieurs avantages par rapport à ceux-ci : son administration est brève (environ 15 minutes) et produit des résultats comparables à ceux des deux autres (Zulliger, 1969). Il déclara :

Les expérimentations avec le test de Zulliger ont démontré que les résultats sont souvent en pleine conformité avec ceux obtenus par le test de Rorschach ou le test de Behn-Rorschach. Parfois, le test de Zulliger produit même des résultats dans une forme plus concentrée. Les trois cartes contiennent tous les éléments essentiels du Rorschach et de la personnalité [traduction libre].

Zulliger a à maintes reprises mis de l'avant la simplicité, la profondeur et la polyvalence de son test, mais son test a eu de la difficulté à se faire connaître. Encore aujourd'hui, peu d'études sont publiées à son sujet, mais une certaine recrudescence d'études provenant de l'Amérique du Sud est remarquée.

Néanmoins, le test de Zulliger semble avoir de la difficulté à percer, à trouver sa place, en partie pour des causes historiques, mais également de par la nature même du test. La domination du domaine des tests projectifs par le Rorschach a laissé peu de place aux autres tests de taches d'encre, en plus du fait que l'introduction du test de Zulliger dans le monde anglo-saxon eut lieu alors que la popularité des techniques projectives était en déclin (Mahmood, 1990). L'hypothèse que de nombreuses remises en question de certains aspects du Rorschach (p.ex., sa validité) aient pu être nuisibles pour les tests projectifs en général est également à considérer.

Cependant, le manque de données normatives en a découragé plusieurs à utiliser le test de Zulliger; Zulliger avait principalement offert des normes pour la passation de groupe. Son système de cotation n'a pas été reconnu par les autres experts du domaine, comme Klopfer, Alcocks, et Beck (Mahmood, 1990).

Les tentatives de création d'un test parallèle au Rorschach n'ont pas été fructueuses (Semeonoff, 1968). Considérer le test de Zulliger comme étant une version équivalente en tout point au test de Rorschach serait une erreur (Lis et al., 1990; Mahmood, 1982). Il faudrait, en plus de détenir des caractéristiques et des stimuli similaires, que le test produise également des catégories de réponses et des fréquences équivalentes. Étant donné que le test de Zulliger et le test de Rorschach sont différents, ils ne peuvent aucunement produire des fréquences de réponses équivalentes (Mahmood, 1990). Il en va de même pour la distribution des scores. À cela s'ajoute la différence dans le nombre de planches présentes dans le test de Zulliger (3) et le Rorschach (10), ce qui entraîne évidemment des fluctuations dans les réponses aux tests.

Pour ces raisons, entre autres, Mahmood (1990) suggère plutôt que les tests de taches d'encre doivent être considérés indépendamment les uns des autres, chacun possédant ses propres caractéristiques. La validité entre les différents tests de tache d'encre devrait donc être basée sur le résultat global du test et non sur des ratios ou des comparaisons quantitatives entre les fréquences d'apparition des caractéristiques des réponses des individus. Ainsi, il déclare que le Zulliger n'est pas exactement un test équivalent au Rorschach, entre autres à cause de l'absence de certaines subtilités. L'auteur ne mentionnant pas clairement lesquelles, il peut être présumé que l'absence d'enquête dans l'administration collective du test de Zulliger et le nombre restreint de planches peuvent contribuer à son commentaire. Par contre, toujours selon Mahmood, le test de Zulliger peut obtenir le statut de test projectif à part entière. Celui-ci considère qu'il s'agit d'un test de groupe bien adapté au dépistage ainsi qu'un instrument d'évaluation individuelle préliminaire fort utile, mais qui devra cependant se doter impérativement d'une méthode d'administration et de cotation universellement reconnue (Mahmood, 1990).

PERTINENCE ET OBJECTIF DE LA RECENSION DES ÉCRITS

Il n'y a pas actuellement d'instruments projectifs collectifs au Québec. Ainsi, l'objectif de cette recension de la littérature est de rendre compte de manière exhaustive des écrits sur le test de Zulliger et d'en dégager la pertinence de son utilisation au Québec, en soulignant dans quel contexte, sous quelles conditions, et à quelles fins. Les avantages inhérents à cet instrument seront également discutés.

Tout d'abord, une question se pose : Pourquoi faire une recension de la littérature traitant du test de Zulliger? La première raison, et la plus importante, est qu'actuellement aucun instrument projectif à passation collective n'est disponible au Québec, selon la liste des tests vendus par l'Institut de Recherches Psychologiques en 2014 (<http://www.irpcanada.com>) et les listes de tests disponibles dans les universités québécoises ayant répondu à nos demandes de recension d'instruments de mesure en psychologie en 2013, soit l'UQTR et l'UdeM. En effet, le test de Zulliger joint à la fois les avantages (et les inconvénients) des tests de groupe et des instruments projectifs.

Selon Vaz (2002), les avantages liés à l'administration d'un instrument à des groupes d'individus sont nombreux, notamment l'obtention d'un large échantillon de manière rapide et économique : une classe d'élèves, un groupe de candidats potentiels appliquant pour un emploi, un regroupement de gens ayant subi des expériences ou vivant des problématiques similaires (toxicomanie, idées suicidaires, chocs post-traumatiques, etc.). Cette aisance à obtenir un grand nombre de participants est un avantage certain dans le cadre de la recherche, mais a également de nombreuses applications sur le terrain. Un instrument psychologique à passation collective permet, d'une part, d'offrir un portrait global d'une clientèle partageant des caractéristiques communes, pour mieux décrire ce groupe et cerner ses différences par rapport à un groupe normatif, et d'autre part, de ressortir les individus se démarquant du groupe selon certains aspects préalablement définis.

Pour ce qui est des instruments projectifs, l'avantage est que le sujet, soumis à des stimuli ambigus ou non structurés, exprimera des réponses provenant d'un niveau plus profond de sa psyché que lorsqu'il est soumis à des questions objectives (Kaplan & Saccuzzo, 2012). Ainsi, les tests basés sur les méthodes projectives pourraient avoir l'avantage de réduire la désirabilité sociale et le monitorat, d'interpeller à la fois les caractéristiques conscientes et inconscientes, et de ne pas dépendre uniquement des aptitudes verbales de l'individu, en touchant précisément les processus de perceptions et d'interprétation des

stimuli dans le cas du Rorschach ou du Zulliger. Bref, l'idée de pouvoir obtenir des informations et des données supplémentaires à celles obtenues dans le cadre d'administration d'instruments psychométriques est un point central venant souvent justifier l'usage de tests projectifs. De plus, les épreuves projectives permettent une étude du fonctionnement psychique dans une perspective dynamique, soit en offrant de l'information sur les conduites psychiques repérables, mais également sur les mécanismes d'abstraction et de symbolisation qui sont utilisés par le participant. (Andronikof-Sanglade, 1993).

Selon l'Institut de Psychologie Projective (IPP, 2014), le recours à une évaluation projective s'avère des plus fructueux dans des cas complexes. L'IPP fournit des exemples où l'utilisation de méthodes projectives serait particulièrement pertinente, comme lorsque :

1. les professionnels de la santé sont confrontés à des impasses thérapeutiques;
2. les problèmes de comportement d'un enfant semblent résistants à toute intervention;
3. l'équipe traitante se questionne sur le dépistage d'un prodrome de psychose;
4. la justice nécessite un éclairage sur le profil psychologique d'une personne ayant commis un délit, afin d'évaluer le niveau de responsabilité et le risque de récidive;
5. la garde d'enfants et les droits d'accès sont disputés entre les parents;
6. les compagnies d'assurances s'interrogent sur l'authenticité d'un tableau d'invalidité;
7. les séquelles psychologiques et la dimension traumatique d'une victime doivent être mieux cernées.

Ainsi, dans certains cas spécifiques, il semble que l'utilisation d'instruments basés sur les méthodes projectives soit plus pertinente. Pour ces raisons, ce type d'instrument peut venir combler un besoin présent dans certains contextes particuliers, et il s'avère important de s'assurer d'avoir des instruments qui peuvent remplir ce rôle.

MÉTHODOLOGIE

La stratégie de recherche privilégiée pour cet article est la recension de la littérature. La recherche d'article traitant du test de Zulliger a été réalisée principalement dans les bases de données PsychINFO, Web Of Knowledge et FRANCIS. Les mots clés utilisés étaient « Zulliger Test ». Ces moteurs de

recherche ont respectivement engendré 57, 23 et 12 résultats dont plusieurs se répétaient dans différentes bases de données. Au total, 67 articles mentionnant le test de Zulliger ont été trouvés. Pour être inclus dans la recension, les articles devaient être des études comparatives (où sont administrés le test de Zulliger et un autre instrument) ou transculturelles (administration du test de Zulliger sur deux échantillons de cultures différentes). Dix-sept articles répondaient à ces critères de sélection. Cela permit d'obtenir une littérature expliquant l'utilité et la validité du test de Zulliger, de même que certains aspects de sa standardisation. Certains articles (Friedemann 1957; Lopes & Oliveira, 2000; Ohrstrom 1970; Xavier 1984), ont également été consultés, sans être intégrés dans la recension, car il s'agissait plutôt de réflexions sur des aspects très spécifiques du test de Zulliger (p.ex., une localisation en particulier), ou encore d'éléments théoriques s'éloignant de l'instrument lui-même (p.ex., liens entre la projection et l'hypnose). Aussi, les articles utilisant un échantillon très spécifique (Aguglia & Sapienza, 1982; Ginsberg, 1958; Io Bianco & Garcia, 1974; Lostia, 1967; Martineau & Marty, 1994; Michal, 1972; Montes & Vaz, 2003; Piseddu, 1962; Salomon, 1954; Sparvier, 1970; Tesarova, 1972; Venier, 1963) ou mesurant seulement un aspect précis du test de Zulliger (Adrados, 1970; Havlík, 1978; Louzan & Leon de Torres, 1969; Ruth & Obergi, 1990; Simon Hernandez, 1974; Zennaro & Lis, 1998; Zulliger, 1956) ne seront pas inclus dans la section Analyse des articles, pour rester dans une évaluation de l'instrument de manière plus générale.

ANALYSE DES ARTICLES

L'objectif de cette section est de faire un survol des études réalisées avec le test de Zulliger, et d'en retirer les principales conclusions des auteurs. Pour ce faire, deux types d'études ont fait l'objet de recension : des études comparatives et des études transculturelles. Pour débiter, les études comparatives répertoriées seront présentées. Il s'agit d'études comparant le test de Zulliger avec un ou plusieurs autres instruments, que ce soit des instruments projectifs, des échelles psychométriques, des entrevues, des critères externes (p.ex., diagnostics, résultats scolaires, performance au travail) ou autres. Ensuite, des études transculturelles seront présentées, où des auteurs ont cherché à comparer des échantillons provenant de différentes cultures ou différents pays. Les études présentées suivront généralement un ordre chronologique afin de suivre l'évolution de la recherche sur le test de Zulliger.

Études comparatives

Zulliger (1969) présente une grande quantité de données comparatives entre des sujets ayant été soumis au test de Zulliger, au Rorschach et au Behn-Rorschach dans des ordres différents. Certaines limites sont à considérer dans ce type d'études : le différent nombre de planches dans les trois tests utilisés, les différents systèmes de cotation, les méthodes d'administration, et l'absence d'ajouts de précision (p.ex., concernant le déterminant d'une réponse, cotations spéciales) étant donné l'absence d'enquête lors de la passation de groupe. Malgré les inconvénients rencontrés lorsque ces trois tests étaient utilisés par le même chercheur avec les mêmes sujets sous des conditions d'expérimentation identiques, et que les protocoles étaient cotés selon le même système, le test de Zulliger a été considéré comme étant plus productif (nombre de réponses moyen par planche) que le Rorschach (Mahmood, 1990). Certaines catégories de réponses ont produit des pourcentages presque identiques pour les deux techniques (p.ex., D, F, FC, CF et A) (Semeonoff, 1968). D'autres catégories ont obtenu des pourcentages plus hauts dans le Zulliger que dans le Rorschach (p.ex., Dd, S, M, H, Pl) alors que les réponses en W, M, « Objet » et « Nature » ont été moins fréquentes dans le test de Zulliger. La signification des divers indices utilisés pour la cotation du test de Zulliger se retrouve au Tableau 1 suivant. Malgré plusieurs revendications quant à l'utilité et l'économie de temps du test de Zulliger, peu d'études ont été menées pour vérifier sa valeur clinique comme instrument indépendant (Bunchaft & Tavares, 2002; Lostia, 1967; Mahmood, 1982; Villemor-Amaral & Machado, 2011). Cependant, quelques études ont été réalisées pour tenter de valider le test de Zulliger de groupe (Eble, 1967; Jaur, 1953; Louzan & Leon de Torres, 1969; Mattlar & Sandahl, 1990; Montes & Vaz, 2003; Salomon, 1954; Semeonoff, 1990).

Insérer Tableau 1 ici

Semeonoff (1963) a mené une étude pour tenter de valider, pour le test de Zulliger, ce qu'il considérait comme étant les facteurs de base (p.ex., déterminants, localisations, etc.) de l'interprétation du Rorschach. Pour ce faire, il a utilisé un petit échantillon composé de 26 candidats qui désiraient devenir conseillers conjugaux, parmi lesquels 10 sur 26 ont été acceptés, et les a comparés avec un

groupe équivalent de même taille à qui le test de Rorschach a été administré. Il en est venu à la conclusion que le test de Zulliger était un substitut valide au test de Rorschach, mais que les interprétations quantitatives (p.ex., nombre de réponses) du Rorschach ne pouvaient pas être appliquées au test de Zulliger. Dans une seconde étude sur un plus grand échantillon de postulants conseillers conjugaux (Semeonoff, 1968), les résultats rapportés indiquent que, pour le test de Zulliger, les catégories W, FC, A + Ad, et Obj. ont montré une différence significative ($p < 0,05$) entre les candidats qui ont été acceptés et ceux qui ont été rejetés. L'auteur ajoute que le test de Zulliger s'avère plus productif que le Rorschach, fournissant approximativement 50 % plus de réponses par planche.

Dans un article réalisé par Eble et al. (1963) sur la comparabilité des données quantitatives entre le test de Rorschach et le test de Zulliger, les auteurs suggèrent que le test de Zulliger est comparable au Rorschach quant au modèle de réponses obtenu, puisqu'un haut degré de correspondance entre les scores aux deux tests a été observé. Les auteurs citent notamment l'étude de Hagenbuchner et Thurner (1956) dans laquelle 108 patients psychiatriques ont passé le test de Zulliger en groupe; les protocoles ont été analysés à l'aveugle et il y avait une correspondance entre les résultats au test de Zulliger et le diagnostic clinique dans 75 % des cas. L'étude menée par Eble et al. auprès de 54 patientes psychiatriques a indiqué que, pour plusieurs catégories de scores (W, d, M, SumC, A, H, M+, FM, et Total R), les tests de Zulliger et de Rorschach présentaient de fortes corrélations tétrachoriques positives et significatives ($p < 0,05$) alors que les catégories F et FM n'en présentaient pas. Certaines catégories de réponses n'ont pas été analysées (c, K, m, C', P, O) en raison de leur faible fréquence ou même de l'absence totale de certaines dans les protocoles du test de Zulliger. La conclusion des chercheurs a été que le test de Zulliger est d'une utilité presque égale au Rorschach lors d'utilisation auprès de patients psychiatriques, mais qu'il avait un avantage au niveau du temps de passation, étant beaucoup plus court que le Rorschach. Ils ont également souligné que le test de Zulliger était plus simple à administrer et à coter que le Rorschach. Cette étude fournit ainsi une certaine preuve quant à la validité clinique du test de Zulliger.

Lefkowitz (1968) a effectué une recherche pour tenter d'établir la validité du test de Zulliger. Il a procédé à sa passation auprès de 125 délinquants juvéniles institutionnalisés, tous détenus dans un centre de traitement et de formation. L'auteur a utilisé un système de cotation en quatre catégories

mesurant le niveau de psychopathologie, développé à partir du système de cotation utilisé par Holtzman (1961) pour coter les protocoles de son instrument (*Holtzman Inkblot test*). Ce système postule que le Facteur III (comprenant les quatre catégories de réponses : mouvement, verbalisation pathologique, anxiété et hostilité) est un indicateur que les processus cognitifs sont troublés et sont en lien avec une vie fantasmatique active et perturbée (Holtzman, 1961). Les protocoles du test de Zulliger ont donc été cotés en fonction de ces quatre catégories et comparés avec deux autres mesures : une évaluation des comportements par le membre du personnel (mesure de sept comportements : hyperactivité, irritabilité, impulsivité, faible concentration, insomnie, performance erratique, colère) et une échelle clinique de la Forme-R du MMPI (399 items répartis en 10 sous-échelles). L'indice de psychopathologie trouvé au test de Zulliger a présenté un lien significatif avec l'évaluation des comportements perturbateurs ($\chi^2(3, N = 125) = 14,81, p < 0,005$) et avec le MMPI ($\chi^2(3, N = 125) = 8,26, p < 0,05$). Les auteurs en sont venus à la conclusion que le test de Zulliger pouvait être utilisé comme outil pertinent de dépistage de la psychopathologie chez les délinquants juvéniles. Les perturbations émotionnelles qui ressortaient des protocoles du test de Zulliger semblaient se refléter dans les comportements observés par le personnel de même que dans l'élévation des scores sur les échelles de personnalité utilisées au MMPI. Ces résultats permettent de renforcer le critère de validité clinique du test de Zulliger. Les résultats indiquent également que les réponses M au test de Zulliger semblent être en lien avec une réelle agitation de l'individu, ce qui va à l'encontre des suppositions de Rorschach (1942) selon lesquelles les réponses M étaient plutôt une expression du monde fantastique de l'individu et non d'un comportement moteur. Cependant, Piotrowski (1960) postulait que les réponses M étaient directement liées aux comportements moteurs, ce qui est en accord avec les présents résultats.

Dans une étude réalisée par Mahmood (1982), le test de Zulliger fut administré à trois groupes différents de sujet : des gens « normaux » (des sujets qui ne suivaient aucune forme de thérapie, recrutés dans un collège de Glasgow, en Écosse), des patients à l'externe diagnostiqués névrosés (recrutés dans une clinique de psychologie pour traitement de problèmes variés : peurs, phobies, anxiété, dépression, problèmes psychosomatiques, etc.) et des patients à l'interne diagnostiqués schizophrènes (recrutés à l'hôpital psychiatrique général du District Est de Glasgow). Les objectifs étaient d'établir un début de données normatives pour le test de Zulliger administré individuellement et de trouver à quel niveau ce test

pouvait être considéré valide en tant qu'instrument clinique pour diagnostiquer des psychopathologies. Le test de Zulliger fut coté selon le système de Klopfer. Les résultats ont démontré la capacité du test de Zulliger à discriminer le groupe de patients diagnostiqués schizophrènes des groupes qui n'avaient pas ce diagnostic (Mahmood, 1982). Trois caractéristiques principales de la schizophrénie ont été retrouvées uniquement chez le groupe de patients schizophrène : perturbation de la perception (F-), désinhibition de l'affect (C) et désordre de la pensée (confabulation et contamination). Cependant, le test de Zulliger n'a pas permis de différencier le groupe de sujets normaux du groupe de patients diagnostiqués névrosés (seule la prépondérance des réponses CF chez le groupe de sujets diagnostiqués névrosés distinguait les deux groupes). L'auteur explique ce dernier résultat par le fait que les patients « névrosés » n'étaient peut-être pas dans un état suffisamment perturbé (aucun cas de trouble de personnalité, de grave hystérie ou de personnalité borderline) pour produire des résultats significativement différents du groupe « normal ». L'auteur note que les réponses en C, C', m, et K étaient rare dans le test de Zulliger, comparativement au test de Rorschach. Enfin, Mahmood (1982) en vient à la conclusion que le test de Zulliger est un instrument pouvant être utilisé et que son administration est rapide, économique et facile. Il explique qu'en contrôlant les conditions de passation, le niveau de connaissance du test de l'administrateur et le système de cotation utilisé, le test de Zulliger pourrait être considéré comme un instrument fiable et cohérent. D'un point de vue clinique, sa capacité à discriminer différents groupes a été démontrée, mais il faudrait de plus amples recherches pour clairement la définir.

Zdunic (2003) a réalisé une étude en Argentine visant à évaluer l'influence du contexte d'administration sur les réponses obtenues au test de Zulliger. En effet, il a été démontré que les sujets tendent à fausser leurs réponses à des évaluations psychologiques en contexte de sélection de personnel. La désirabilité sociale amène parfois ceux-ci à donner la réponse qu'ils croyaient être considérée comme étant la bonne réponse par l'évaluateur, sans que celle-ci ne coïncide nécessairement avec leur personnalité (Zdunic, 2003). Whittington (1998) constate que le Rorschach n'est pas significativement associé avec la désirabilité sociale, alors Zdunic cherchait à vérifier si les mêmes résultats seraient obtenus avec le test de Zulliger, analysés avec le système d'Exner. L'objectif était alors de décrire les similitudes et les différences entre le groupe volontaire ($n = 100$) et le groupe en sélection de personnel ($n = 100$), via une analyse de la variance (ANOVA). Plusieurs différences significatives

furent observées entre les deux groupes. Le groupe de sélection eut des scores significativement ($p < 0,05$) plus élevés sur les indices suivants : DQ+ ($p < 0,01$), FQu ($p < 0,01$), Xu% ($p < 0,01$), M ($p < 0,01$), CF ($p < 0,01$), FD ($p < 0,01$), Réponses paires ($p < 0,01$), indice d'égoïsme ($p < 0,05$), EA ($p < 0,01$), Score Z ($p < 0,05$), Contenu CI ($p < 0,05$), indice d'isolement ($p < 0,05$), H ($p < 0,01$), DR ($p < 0,01$), PER ($p < 0,01$), Sum6CCEE ($p < 0,05$), SumPond6 ($p < 0,05$). Le groupe de volontaires eut des scores significativement plus élevés sur les indices suivants : DQo ($p < 0,05$), DQv ($p < 0,05$), FPo, X+% ($p < 0,01$), Contenu An ($p < 0,05$), INCOM ($p < 0,01$) et Sum6CCEE2 ($p < 0,05$). Les auteurs expliquent ces différences par la nature des deux échantillons; un étant composé de volontaires, l'autre étant composé de gens postulant pour un emploi. Ainsi, certaines caractéristiques de personnalité amenant des individus à refuser de participer à l'échantillon volontaire pouvaient se retrouver chez ceux pour qui l'objectif était d'obtenir un emploi, de même que le stress engendré relié à l'importance du test par rapport au groupe. La nature de l'engagement (envers le chercheur pour le groupe volontaire et envers le test pour le groupe en sélection de personnel) a pu influencer les résultats, soulignant l'importance de considérer l'impact du contexte d'administration de cet instrument dans l'interprétation des résultats.

Villemor-Amaral (2005) a mené une étude au Brésil sur la validité du test de Zulliger en le mettant en corrélation avec un questionnaire d'évaluation de performance au travail. Son échantillon était composé de 86 participants de 22 à 43 ans ayant des baccalauréats dans divers domaines (génie informatique, génie électrique, analyse de système, statistiques, etc.). Le test de Zulliger fut analysé avec le système d'Exner. Des corrélations modérées ($|0,21| < r < |0,35|$) entre certains indices du test de Zulliger (Lambda, X+_OC, D_PC, Dd_PC, DQV_PC, XU_PC, Egocent, An_Xy, Sum_FM, Sum_T, Ma_mp, S, Sum_Y, A, Art, Fi, EB, Sum_MH) et du questionnaire d'évaluation de performance au travail (Relations interpersonnelles, Présence interne et externe, Prise de décision en temps opportun, Absorption, Organisation, Enregistrement et divulgation de la connaissance, Compétence et expertise, Résolution de problème, Orientation vers le client, Relation avec des pairs et collègues) se sont avérées significatives ($p < 0,05$). Les résultats des professionnels ayant des résultats au test de Zulliger indiquant plus de discipline, d'organisation, d'initiative et de vision pratique obtenaient un meilleur score au questionnaire d'évaluation de la performance au travail. Ceux chez qui le test de Zulliger révélait plutôt de l'immaturité

émotionnelle, une forte tendance à critiquer, à être égocentriques et à prioriser leurs propres besoins au lieu de ceux des autres ont par contre obtenu de moins bons résultats.

Une étude portant sur la fidélité test-retest (Villemor-Amaral & Primi, 2009) ayant été réalisée sur un groupe de 25 participants, des hommes étudiant dans le domaine de la théologie, avec un intervalle de passation de 5 mois. Vingt-cinq pourcent des protocoles ont été évalués par un juge indépendant. Seize indicateurs du test de Zulliger ont été choisis pour effectuer les statistiques descriptives et les analyses corrélationnelles. Dix indices (R, S, D, Dd, M, C, H, HD, (H), (Hd)) ont atteint un taux de précision satisfaisante, entre 0,6 et 0,99 ($p < 0,01$), quatre indices (W, CF, Sum_SH, Intérêt pour les gens) ont obtenu une précision variant de 0,4 à 0,6 ($p < 0,05$). L'auteure suggère que ces résultats sont satisfaisants et contribuent à démontrer la stabilité temporelle du test de Zulliger.

Nuñez, Lara, Guzmán, Gürtner et Díaz Kuaik (2010) ont réalisé une étude en Argentine visant à établir des normes quant à la présence et à la prédominance des divers déterminants du Zulliger en sélection de personnel. Les statistiques descriptives obtenues sur un échantillon de 157 sujets de 20 à 30 ans en situation de recrutement suggèrent des normes et une hiérarchie pour les différents déterminants. Des comparaisons entre les sexes ont révélé des différences significatives entre les hommes et les femmes entre les scores obtenus sur certains déterminants. Les femmes ont obtenu des scores significativement plus élevés ($p < 0,05$) sur les indices suivants : M, C', FC. Il importe de noter que les femmes ont obtenu des scores plus élevés sur presque tous les déterminants. Les hommes ont obtenu des scores significativement plus élevés ($p < 0,05$) sur l'indice K. Les auteurs suggèrent également que leur échantillon peut servir comme données normatives, mais que d'autres domaines professionnels devraient être explorés. Cette étude soulève ainsi qu'il faudrait prendre le sexe en considération lors du développement de données normatives pour l'interprétation des résultats à cet instrument.

Dans une récente étude publiée au Brésil, Villemor-Amaral et Machado (2011) ont procédé à la passation du test de Zulliger, du SCID-I (une entrevue clinique structurée avec le DSM-IV) et un test d'identification, auprès de 54 participants. L'échantillon était composé de 27 patients ayant un diagnostic de dépression et de 27 non-patients. Les protocoles ont été codés par un premier juge, puis recodés par un autre juge à l'aveugle. Les désaccords ont été résolus avec l'intervention d'un troisième juge. L'objectif

de l'étude était de vérifier la validité de la constellation dépressive (*Depression Index*; DEPI) au sein du *Zulliger Comprehensive System* (ZSC), pour déterminer si le test de Zulliger pouvait être utilisé comme outil diagnostique de la dépression. Le principe des constellations émane du Système intégré utilisé avec le test de Rorschach. Les auteurs de cette étude ont voulu vérifier si ce système de constellations pouvait être utilisé avec le test de Zulliger, plus particulièrement la constellation dépressive. Des différences significatives ont été observées entre les deux groupes sur les indices suivants : FD + V ($t(27) = 4,29, p < 0,01$), Sum_SH ($t(27) = 2,15, p < 0,05$), Indice d'égoцентризм ($t(27) = 2,57, p < 0,05$), CF + C < FC ($t(27) = 2,89, p < 0,01$), déterminants mixtes ($t(27) = 2,54, p < 0,05$) et Intellectualisation ($t(27) = 3,10, p < 0,01$). Les résultats démontrent que le test de Zulliger est un outil pouvant aider à diagnostiquer la dépression, puisque plusieurs variables existant au sein de la constellation ont permis de distinguer les deux groupes de l'échantillon.

Pour résumer cette section, plusieurs éléments ressortent de l'analyse des études comparatives. Le test de Zulliger est plus productif, plus simple et plus court comparativement au test de Rorschach. Il fournit des résultats comparables à ceux du Rorschach, notamment sur des clientèles psychiatriques, ce qui suggère une validité clinique. Le test de Zulliger permet de distinguer les candidats retenus de ceux rejetés en contexte de recrutement professionnel, et de fournir des informations sur les candidats pour procéder à la sélection de personnel. Il peut être utilisé comme outil pertinent de dépistage de la psychopathologie. Enfin, les études de fidélité suggèrent qu'il présente une bonne stabilité temporelle.

Études transculturelles

Quelques études ont comparé les contenus des réponses obtenus entre des individus provenant de différents pays, pour vérifier si les réponses varient en fonction de caractéristiques socioculturelles. Pour les réponses populaires, Bash et Bash-Liechti (1969), Mahmood (1982) et Van der Meulen (1959) ont trouvé qu'il n'y avait pas de différence entre les contenus de réponse. En Indonésie, la première recherche fut celle de Van der Meulen (1959), où les scores de 433 hommes ont été comparés avec la base de données de Zulliger (1969). L'auteur a trouvé que les caractéristiques principales des réponses populaires étaient les mêmes pour les deux groupes (p.ex., animal en W sur la planche 1). Une étude semblable menée en Iran a également suggéré des résultats similaires à cette dernière, notamment en ce

qui concerne les réponses populaires (Bash & Bash-Liechti, 1969). Dans une autre étude transculturelle, Mahmood (1982) a comparé les réponses de 105 étudiants en psychologie au Pakistan avec celles de 78 étudiants en psychologie en Écosse. Les résultats ont montré une similarité frappante entre les réponses populaires des deux échantillons. Pour la Planche 1, une populaire : Réponse en W chez les deux échantillons. Chez les Écossais, la « feuille d'érable » se qualifiait également pour une populaire. Pour la planche 2, deux populaires : « Animaux/insectes » en D1 et « anatomie/cage thoracique » en D3. Pour la Planche 3, trois populaires : Deux réponses « Humains » et une réponse « papillon ». Il faut noter qu'il existe deux types de réponse « Humain », correspondant à deux réponses populaires différenciées par certains petits détails. Cette étude dénote à la fois la robustesse du test de Zulliger, mais également des différences interculturelles.

La première étude transculturelle réalisée au Japon avec le test de Zulliger est celle d'Ichimura (1959), dans laquelle il compare le test de Zulliger et le test de Rorschach avec un échantillon constitué de jeunes « normaux » et de délinquants juvéniles. Les tests furent administrés individuellement et cotés selon le système de Klopfer. Ses résultats indiquèrent de fortes corrélations entre la plupart des catégories de réponse des deux tests, ce qui allait dans le sens des données présentées par Zulliger (1969).

Dans une étude menée avec 5000 sujets en France et 1000 sujets aux États-Unis, Salomon (dans Zulliger, 1969) n'a trouvé aucune différence significative par rapport aux données accumulées par Zulliger en Suisse. L'auteur indique également que les réponses populaires étaient les mêmes.

Les résultats obtenus aux études mentionnées précédemment indiquent que le test de Zulliger peut être utilisé dans le cadre d'études transculturelles, car aucun biais ne semble ressortir quant aux différents indices mesurés, à l'exception de certaines réponses populaires auxquelles il faut s'adapter.

DISCUSSION

Pour résumer, peu d'études portant sur le test de Zulliger ont été menées au niveau mondial. En faisant une réflexion historique, il est constaté que dans les années 40 à 60, il y a eu une première vague d'études publiées en Europe. Quelques études sporadiques ont également été publiées en Asie et au Moyen-Orient. Depuis le début des années 90, une seconde vague a eu lieu et la grande majorité des

études publiées proviennent désormais de l'Amérique du Sud. Certaines hypothèses pourraient tenter d'expliquer l'absence d'étude nord-américaine au sujet du test de Zulliger. D'une part, en Amérique du Nord, on pourrait penser que le domaine de la psychologie est souvent associé au psychologue clinicien ayant un bureau privé, dans lequel il rencontre des gens individuellement, ou encore au psychologue travaillant dans le réseau de la santé publique, qui reçoit des patients individuellement. Ce contexte est peut-être plus favorable à l'émergence de tests mesurant diverses facettes de la personnalité ou des fonctions cognitives de l'individu. Ainsi, des tests comme le Rorschach, le *Wechsler Adult Intelligence Scale*, le *Minnesota Multiphasic Personality Inventory*, le *NEO Personality Inventory*, et d'autres, de même que de nombreux tests utilisés en neuropsychologie (*Bender-Gestalt test*, *Deis-Kaplan Executive Function System.*, *California Verbal Learning Test*, *Figure complexe de Rey-Osterrieth*, *Blocs de Corsi*, etc.) sont peut-être d'un plus grand intérêt pour les experts du domaine, car ils permettent d'obtenir des informations sur la personnalité, l'intelligence ou un trait précis d'un individu. En ce qui concerne les tests à passation de groupe, un manque d'intérêt plus marqué chez les Nord-Américains par rapport aux Sud-Américains peut être noté. Le caractère économique du test de Zulliger pourrait expliquer cette différence, car sa courte durée d'administration et de cotation constitue un avantage monétaire dans des situations financières plus difficiles. En effet, de par sa capacité à mesurer un grand groupe d'individus rapidement, le test de Zulliger, sans chercher à remplacer le Rorschach, offre une complémentarité s'exprimant dans certains contextes précis : sélection de personnel, dépistage des troubles mentaux dans des groupes (école, centre jeunesse, etc.), orientation professionnelle, soutien pédagogique, psychologie industrielle, recherche sur de grands échantillons et autres. Bien que ce test ne puisse fournir un diagnostic aussi solide que certains instruments à passation individuelle, il devrait plutôt être utilisé à des fins de dépistage ou de comparaison entre individus, en complémentarité avec d'autres instruments, dans l'optique de guider les interventions futures. Par exemple, dans le cas de sélection de personnel, il pourrait aider à sélectionner les candidats potentiels qui pourraient passer à l'étape suivante, comme une entrevue d'emploi. Dans le cas d'une classe d'école primaire, il pourrait être utilisé pour identifier certains élèves ayant des troubles de concentration ou autres, pour ensuite suggérer un suivi si nécessaire. Comme il s'avère que les études étrangères menées tirent des conclusions favorables à l'utilisation et au développement de cet instrument, la prochaine étape serait d'en mesurer la validité et la fidélité sur un

échantillon québécois pour pouvoir l'utiliser avec assurance. Cette étape est importante pour un test comme celui-ci puisque certaines différences interculturelles ont été démontrées plus tôt, notamment concernant les réponses populaires, souvent utilisées pour évaluer la conformité à la norme culturelle.

CONCLUSION

Pour conclure, plusieurs domaines de la psychologie au Québec pourraient sans doute profiter d'un test projectif à passation de groupe. Le manque de popularité du test de Zulliger s'explique en partie par la très grande popularité du Rorschach, qui domine les techniques de taches d'encre, mais cet élément peut jouer en la faveur du test de Zulliger, car il est préférable que la population ne connaisse pas trop les enjeux d'un instrument projectif pour éviter certains cas de tricherie. En bref, la grande majorité des études consultées indique que le test de Zulliger est un instrument économique, rapide, simple, profond et polyvalent, ce qui peut justifier la pertinence de son utilisation au Québec, ainsi que la poursuite des études sur le sujet. Les prochaines études devraient porter sur l'évaluation des qualités psychométrique de cet instrument et sur l'établissement de normes propres à la population québécoise.

RÉFÉRENCES

- Adrados, I. (1970). Light-dark responses in Zulliger Test. *Arquivos Brasileiros de Psicologia Aplicada* 22(1), 69-83.
- Aguglia, E., & Sapienza, S. (1982). The Erlebnist-Typus in volleyball. *International Journal of Sport Psychology*, 13(4), 250-257.
- Amundson, N. E. (2012). Using projective assessment techniques in career counselling. *Canadian Journal of Counselling and Psychotherapy/Revue canadienne de counseling et de psychothérapie*, 13(4), 225-229.
- Andronikof-Sanglade, A. (1993). L'abstraction au Rorschach comme mécanisme d'anti-symbolisation : réflexion autour du protocole d'une adolescente suicidaire. *Bulletin de la Société française du Rorschach et des méthodes projectives*, 37(1), 71-91.
- Bash, K. W., & Bash-Liechti, J. (1969). Studies on the epidemiology of neuropsychiatric disorders among the rural population of the province of Khuzestan, Iran. *Social Psychiatry*, 4(4), 137-143.
- Blatt, S. J. (1990). The Rorschach: A test of perception or an evaluation of representation. *Journal of Personality Assessment*, 55(3-4), 394-416.
- Brinkmann, H. (1998). Proposición de parâmetros para el Test de Zulliger. *Revista Chilena de Psicología*, 19(2), 5-47.
- Bunchaft, G., & Tavares, A. L. D. R. (2002). Validation of the Zulliger test with transactional analysis as a guideline. *Transactional Analysis Journal*, 32(1), 33-38.
- Castiello D'Antonio, A., & Carruba, P. (2008). *Zulliger test. La tecnica proiettiva di Hans Zulliger nella diagnosi di personalità. Caratteristiche, dati normativi e applicazioni*. Milano : Franco Angeli.
- Eble, S. J. (1967). A guideline of children's popular responses on the group Zulliger inkblot test. *Journal of Clinical Psychology*, 23(4), 494-495.
- Eble, S. J., Fernald, L. D., & Graziano, A. M. (1963). The comparability of quantitative Rorschach and Z-Test data. *Journal of Projective Techniques and Personality Assessment*, 27(2), 166-170.
- Exner, J. E. (1996). *Le Rorschach : un système intégré*. Paris : Frison-Roche.
- Exner, J. E. (1982). Rorschach assessment. Dans I. B. Weiner (Éd.), *Clinical methods in psychology* (2^e éd., pp. 58-99). New York, NY: Wiley.

- Eysenck, H. J. (1959). Personality tests: 1950-1955. *Recent Progress in Psychiatry*, 3, 118.
- Ferreira, M. E. A., & Villemor-Amaral, A. E. (2005). O teste de Zulliger e avaliação de desempenho. *Paidéia : cadernos de Psicologia e Educação*, 15(32), 367-376.
- Freitas, A. M. L. (1996). *Teste Zulliger : aplicação e avaliação*. São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Friedemann, A. (1957). Erfahrungen mit dem Zulliger-Test (Z-test). *Psychologie v Ekonomické Praxi*, 16, 127-130.
- Gacono, C. B., Evans, F. B., Gacono, L. A., Kaser-Boyd., N. (2007). *The handbook of forensic Rorschach psychology*. Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum.
- Ginsberg, A. (1958). La possibilita di studiare alcuni detenuti a mezzo di tests proiettivi. *Atti Convegno Internaz. Criminol. Clin.*, 8, 409-416.
- Hagenbuchner, K., & Thurner, F. (1956). Über die Branchbarkeit des Diapostiv – Z-Tests (Gruppenverfahren) in der klinischen Psychiatrie. *Z. diagnost. Psychol.*, 2, 331-343.
- Handler, L., & Thomas, A. D. (2013). *Drawings in assessment and psychotherapy: Research and application*. New York, NY: Routledge.
- Havlík, K. (1978). Zulliger's Dia test in transport psychology. *Ceskoslovenska Psychologie*, 22(1), 56-61.
- Hogan, T. P. (2013). *Psychological testing: A practical introduction*. New York, NY: Wiley Global Education.
- Holtzman, W. H. (1961). *Inkblot perception and personality*. Austin, TX: University of Texas Press.
- Ichimura, J. (1959). Comparability of the Plates-Z-Test and the Rorschach. *Japanese Journal of Psychology*, 29, 396-398.
- Institut de Psychologie Projective (IPP, 2014). *Pourquoi l'IPP?* Récupéré le 25 août 2014 de <http://www.psychologieprojective.org/>
- lo Bianco, A. C., & Garcia, V. L. (1974). Diagnosis of acceptance of pregnancy by means of the Zulliger test: Preliminary note. *Arquivos Brasileiros de Psicologia Aplicada*, 26(4), 80-84.
- Jaur, J. M. (1953). Étude expérimentale sur le test de Zulliger. *Archivio di Psicologia, Neurologia e Psichiatria*, 14, 159-166.
- Kaplan, R., & Saccuzzo, D. (2012). *Psychological testing: Principles, applications, and issues*. Boston: Cengage Learning.

- Lefkowitz, M. M. (1968). Screening juvenile delinquents for psychopathology by use of the Z-Test. *Journal of Projective Techniques & Personality Assessment*, 32(5), 475-478.
- Lilienfeld, S. O., Wood, J. M., & Garb, H. N. (2000). The scientific status of projective techniques. *Psychological Science in the Public Interest*, 1(2), 27-66.
- Lilienfeld, S. O., Wood, J. M., & Garb, H. N. (2001). What's wrong with this picture? (critique of projective tests). *Articles by James M. Wood, Ph. D.*, 9, 41-47.
- Lis, A., Magro, T., & Rossi, G. (1990). A comparison between the Zulliger Test (individually administered) and the Rorschach Test in children aged 6–11. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 35-48.
- Lopes, R. T., & Oliveira, J. P. (2000). Hypnosis and projection: The influence of basic hypnotic induction in the response to the Zulliger projective test. *International Journal of Psychology*, 35(3-4), 335-335.
- Lostia, M. (1967). Diagnostic value of the individual Z Test. *Bollettino di Psicologia Applicata*, 79-80-81-82, 121-138.
- Louzan, M., & Leon de Torres, C. (1969). Content responses of adolescents on the Z test. *Revista Interamericana de Psicología*, 3(1), 23-30.
- Mahmood, Z. (1982). The Zulliger Test: A diagnostic validation on a British sample. *British Journal of Projective Psychology & Personality Study*, 27(2), 12-17.
- Mahmood, Z. (1990). The Zulliger Test: Its past and future. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 2-16.
- Martineau, J. P., & Marty, J. (1994). Gestion du risque en plongée subaquatique. *Homo (Toulouse)*, 33, 93-112.
- Mattlar, C.-E., & Sandahl, C. (1990). Methodological issues associated with the application of the comprehensive system when analysing the Zulliger, and the structural resemblance between the Zulliger and the Rorschach. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 17-27.
- Meloy, J. R., & Hansen, T. L. (1997). Authority of the Rorschach: Legal citations during the past 50 years. *Journal of Personality Assessment*, 69(1), 53-62.
- Michal, V. (1972). The psychology of the child with progressive muscular dystrophy. *Ceskoslovenska Psychiatrie*, 68(4), 226-230.

- Montes, R. M., & Vaz, C. E. (2003). Condições afetivo-emocionais em Mulheres com síndrome pré-menstrual através do Z-teste e do IDATE. *Psicologia. Teoria e pesquisa*, 19(3), 261-267.
- Nuñez, A. M., Lara, G., Guzmán, L., Gürtner, G., & Díaz Kuaik (2010). Test de Zulliger : datos normativos de determinantes en una muestra de sujetos entre 31 y 40 años, residentes en la ciudad autónoma de buenos aires y sus alrededores. In *II Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología XVII Jornadas de Investigación Sexto Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. Facultad de Psicología-Universidad de Buenos Aires*.
- Ohrstrom, S. (1970). About the Zulliger-Tafeln Test. *Skolepsykologi*, 7(6), 359-362.
- Piotrowski, Z. A. (1960). The movement score. Dans M. A. Rickers-Ovsiankina (Éd.), *Rorschach psychology* (pp. 130-153). New York, NY: Wiley.
- Piseddu, V. (1962). Considerazioni sulla scelta professionale del minatore di carbone sardo. *Rivista di Psicologica Sociale*, 29(3-4), 287-296.
- Rorschach, H. (1942). *Psychodiagnostics: A diagnostic test based on perception*. Berne, Switzerland: Hans Huber.
- Ruth, J. E., & Obergi, P. (1990). Old age and loneliness illustrated by the Zulliger. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 61-73.
- Salomon, F. (1954). Erfahrungen mit dem Z-Diapositivtest. *Zeitschrift für Diagnostische Psychologie und Persönlichkeitsforschung*, 2, 12-33.
- Semeonoff, B. (1963). An application of inter-person analysis in personality assessment. *British Journal of Projective Psychology*, 54(1), 71-81.
- Semeonoff, B. (1968). The equivalence of Rorschach and Zulliger's test in a selection context. *British Journal of Projective Psychology & Personality Study*, 13(2), 11-12.
- Semeonoff, B. (1990). The Zulliger Test in a selection context. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 28-34.
- Simon Hernandez, M. E. (1974). The clash of the green in the ZTT and the Rorschach. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 29(127), 289-309.

- Sparvieri, F. (1970). Psychological selection of student pilots. Preliminary results of the use of the collective Zulliger test on a group of student pilots. *Rivista di medicina aeronautica e spaziale*, 33(3), 415-427.
- Tesarova, O. (1972). Problems of pharmacological pathomorphosis. *Ceskoslovenska Psychiatrie*, 68(2), 67-73.
- Tuber, S. (2014). *Understanding personality through projective testing*. Lanham, Maryland: The Rowman & Littlefield Publishers.
- Urbina, S. (2014). *Essentials of psychological testing*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Van der Meulen, E. E. C. (1959). Vulgär deutungen bij de Z-Test in Indonesia. *Nederlandsch Tijdschrift voor Psychologie*, 14, 218-231.
- Vaz, C. E. (2002). *Z-Teste : Técnica de Zulliger : Forma coletiva* (2a ed.). São Paulo : Casa do Psicólogo.
- Venier, N. (1963). Prestazioni intellettive e aspetti caratterologici nella distireosi endemica. *Difesa Sociale*, 42(3), 149-161.
- Villemor-Amaral, A. E. (2005). *As pirâmides coloridas de Pfister*. São Paulo, SP : Centro Editor de Testes e Pesquisas em Psicologia.
- Villemor-Amaral, A. E., & Machado, M. A. D. S. (2011). Indicadores de depressão do Zulliger no Sistema Compreensivo (ZSC). *Paidéia*, 21(48), 21-27.
- Villemor-Amaral, A. E., & Primi, R. (2009). *Manual de codificação e interpretação do Zulliger no sistema compreensivo*. São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Weiner, I. B. (2001). Advancing the science of psychological assessment: The Rorschach Inkblot Method as exemplar. *Psychological Assessment*, 13(4), 423-432.
- Whittington, D. (1998). Administering contingent valuation surveys in developing countries. *World development*, 26(1), 21-30.
- Xavier, M. A. (1984). The Zulliger-Z Test – problems in localizing D and Dd. *Arquivos Brasileiros De Psicologia*, 36(4), 112-124.
- Zdunic, A. L. (1999). *El Teste de Zulliger en la evaluación de personal : Aportes del Sistema Compreensivo de Exner*. Argentina : Paidós.

- Zdunic, A. (2003). El Test de Zulliger Sistema Comprensivo en Selección de Personal : La influencia del contexto de administración. *Revista iberoamericana de diagnóstico y evaluación psicológica*, 16(2), 85-97.
- Zennaro, A., & Lis, A. (1998). Fisher and Cleveland barrier and penetration scores for Italian adult and adolescent sample : Comparison of 2 versions scored on Zulliger test. *Psychological Reports*, 82(3, Pt 2), 1411-1420.
- Zulliger, H. (1948). *Der Diapositive-Z-test*. Berne: Hans Huber.
- Zulliger, H. (1954). *Der Zulliger Tafeln Test*. Berne : Hans Huber.
- Zulliger, H. (1956). Complexe d'abandon im Tafeln-Z-Test. *Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie*, 5, 114-119.
- Zulliger, H. (1969). *The Zulliger individual and group test*. New York: International Universities Press.

Tableau 1

Liste des indices utilisés pour la cotation du Zulliger (Exner, 1996)

Symboles	Catégories	Symboles	Catégories
W	Réponse globale	Fd	Alimentation (Food)
D	Détail habituel	An	Anatomie
Dd	Détail inhabituel	Ay	Anthropologie
WS, DS, DdS	Détail blanc	Art	Art
F	Réponse Forme	Bt	Botanique
M	Mouvement Humain	Ex	Explosion
FM	Mouvement Animal	Fi	Feu (Fire)
m	Mouvement d'Objet Inanimé	Ge	Géographie
C	Couleur pure	Hh	Mobilier (Household)
Cn	Nomination de couleur	Cl	Nuages (Cloud)
C'	Couleur achromatique	Fd	Alimentation (Food)
T	Texture	An	Anatomie
V	Vista (profondeur)	Ay	Anthropologie
Y	Estompage	Art	Art
FD	Dimension-Formelle	Bt	Botanique
(2)	Réponses paire	Ex	Explosion
r	Reflet	Fi	Feu (Fire)
H	Humain Entier	Ge	Géographie
(H)	Humain Entier, Fictif ou Mythologique	Hh	Mobilier (Household)
Hd	Détail Humain	Ls	Paysage (Landscape)
(Hd)	Détail Humain, Fictif ou Mythologique	Bl	Sang (Blood)
Hx	Vécu Humain	Cg	Vêtement (Clothing)
A	Animal Entier	Na	Nature
(A)	Animal Entier, Fictif ou Mythologique	Xy	Radiographie (X-ray)
Ad	Détail Animal	Sc	Science
(Ad)	Détail Animal, Fictif ou Mythologique	Sx	Sexe
DQ	Qualité de développement	DV	Verbalisation Déviante
DQ+	Réponse de synthèse	DR	Réponse Déviante
DQo	Réponse ordinaire	INCOM	Combinaisons Incongrues
DQv/+	Réponse de synthèse	FABCOM	Combinaisons Fabulées
DQv	Réponse vague	CONTAM	Contaminations
Z	Score Z	ALOG	Logique inappropriée
GHR	Bonne représentation humaine (Good)	PSV	Persévération
PHR	Faible représentation humaine (Poor)	AB	Contenus abstraits
PER	Référence personnelle	AG	Mouvements agressifs
CP	Projection de couleur	COP	Mouvement de coopération
		MOR	Contenu morbide

Article 2

Étude des qualités psychométriques du test de Zulliger

Étude comparative entre le test de Zulliger et six échelles psychométriques avec un échantillon non clinique d'adultes québécois

Comparative study between Zulliger test and six psychometric scales with a non clinical adult Quebecers sample

Sébastien GÉLINAS

Université du Québec à Trois-Rivières

819-386-8414

Sebastien.Gelinas@uqtr.ca

Marcos BALBINOTTI

Université du Québec à Trois-Rivières

819-376-5011, poste 4058

Marcos.Balbinotti@uqtr.ca

RÉSUMÉ

Le test de Zulliger est une mesure projective, passible d'être administrée collectivement, qui présente une objectivité acceptable dans l'évaluation de la personnalité (Fazendeiro, Novo, 2012). Cette étude présente les premières évidences de validité, de fidélité et de normes de cet instrument, dans un contexte québécois. Précisément, il s'agit de trois sous-études : (1) corrélérer six indices du test de Zulliger (Couleurs chromatique et achromatique, mouvements humain et d'objet inanimé, réponse morbide et, finalement, paires et reflets) avec six mesures psychométriques (impulsivité, dépression, coping émotionnel, stress psychologique, risque de suicide et estime de soi), en respectant fondamentalement le système de correction proposé par son auteur, mais en faisant certains ajouts provenant des travaux sur le Système intégré d'Exner; (2) calculer l'indice d'association inter-juge de kappa, comme mesure de fidélité; et (3) créer les premières normes pour les indices explorés. À l'aide d'un échantillon de 546 étudiants universitaires ($H = 20,5\%$; $F = 79,5\%$), de divers cours et d'âges variant entre 18 et 66 ans ($23,31 \pm 7,31$), des analyses corrélationnelles (polychorique et Spearman) ont révélées des faibles indices ($-0,01 < r_s < 0,08$), indiquant des problèmes de validité de construits. La fidélité inter-juge fut très satisfaisante ($0,90 < \kappa < 0,99$). Malgré certaines limites, cette recherche propose des normes permettant quelques interprétations pour les études futures. Les premières preuves des qualités psychométriques du test de Zulliger sont présentées, ainsi que des normes obtenues sur un échantillon d'une population québécoise adulte, non clinique.

Mots clés : test de Zulliger, méthodes projectives, taches d'encre, Rorschach, test de groupe, administration collective.

Le test de Zulliger (1948) se retrouve parmi les méthodes projectives de passation collective (p.ex., *House-Tree-Person test*, *Draw-A-Person test*, *Patte-noire* version collective, *Holtzman Inkblot Test* version collective). Ce test vise à évaluer la structure et la dynamique de la personnalité à partir de la perception des stimuli non structurés présentés aux sujets (Candiani, 2004; Candiani, de Souza, Camilo, Candiani, 2003; Vaz, 2002; Zulliger, 1948, 1969). En se basant sur les méthodes de Rorschach (1921), le psychologue suisse Hans Zulliger (1948) a élaboré un nouveau regroupement de trois planches inédites, en diapositives, visant l'application collective, rendant possible l'évaluation d'un grand nombre de personnes dans le plus court laps de temps possible (Vaz, 2002) et en maintenant les mêmes caractéristiques fondamentales du Rorschach (Chabert, 2012; Kostogianni, Andronikof, 2014; Krug, 1948; Makwana, Yagnik, 2014; Tibon-Czopp, Weiner, 2016). Sa version individuelle n'est venue que quelques années plus tard (Zulliger, 1969). Lorsque les procédures de classification des réponses et d'analyse de données utilisées sont similaires à celles du Rorschach, la différence entre ces deux instruments est fondamentalement le nombre de planches et l'absence d'enquête dans le cas de l'administration collective (ce qui peut empêcher la cotation de certains indices). Ainsi, le test de Zulliger vise une évaluation complexe et dynamique des aspects cognitifs et affectifs de la personnalité, en empruntant au Rorschach divers aspects de son administration (p.ex., procédure, consignes, cotation). Il peut alors servir d'outil aux psychologues intéressés à faire une passation relativement plus simple et plus courte que le Rorschach, avec moins de stimuli, et offrant néanmoins une évaluation suffisamment rigoureuse (Zulliger, 1969).

Cette étude fait partie d'une recherche plus large et continue visant la validation du test de Zulliger. Le but de celle-ci est la mise en marché au Québec de cet instrument projectif à administration collective, qui n'est pas encore proprement utilisé dans la province. Plus spécifiquement, son objectif est de présenter les premières évidences sur sa validité (par le biais

des indices associés avec des mesures psychométriques – validité de construit – et avec l’opinion d’experts – validité de contenu) et de fidélité (par le biais des concordances inter-juges), ainsi que les premières normes psychométriques (par le biais des données descriptives quant aux réponses au test de Zulliger) obtenues avec un échantillon provenant d’une population québécoise adulte, non clinique.

La pertinence de cette étude relève également de l’importance de trois avantages mis de l’avant par Fazendeiro et Novo (2012), concernant les résultats obtenus suite à l’administration du test de Zulliger : (1) les résultats permettent l’évaluation des comportements de réponses et, par conséquent, ne dépendent pas de déductions personnelles ou de la mémoire déclarative; (2) les réponses mobilisent des ressources psychologiques diverses, telles que les ressources cognitives, motivationnelles, affectives, émotionnelles, en mettant en évidence le fonctionnement psychologique intégré; et (3) permettent d’évaluer collectivement quelques dimensions du fonctionnement psychodynamique de la personnalité moins accessibles avec des mesures purement psychométriques. En effet, ce genre de méthode d’évaluation psychologique, notamment celle basée sur l’hypothèse projective (ou la projection), devrait être utilisée dans plusieurs domaines de la psychologie (clinique, organisationnelle, scolaire, légale, etc.), car elle rend possible une compréhension du fonctionnement psychologique général de l’individu (Miller, Lovler, 2015). De plus, elle contribue à souligner les procédures adéquates favorisant l’obtention de diagnostics plus précis, menant conséquemment à de meilleurs soins de santé (Suhr, 2015).

Dans ce même ordre d’idées, mais de manière plus globale, le choix des instruments est une procédure extrêmement importante (de Godoy, Noronha, 2005; Miller, Lovler, 2015; Suhr, 2015). De plus, l’évaluation aura une influence à la fois sur les décisions qui seront prises par l’individu évalué, mais également par le professionnel qui traitera le sujet (Miller, Lovler, 2015), par l’institution qui le prendra en charge ou encore par l’employeur qui choisira ou non de

l'engager (Vaz, 2000). Cela dépendra entre autres du contexte et des objectifs d'évaluation (Vaz, 2002). Ces décisions sont prises par accumulation d'indices obtenus via des entrevues, des instruments de mesure et des observations (Suhr, 2015). À cause des répercussions potentielles de l'évaluation psychologique, l'accent est mis de plus en plus sur l'importance d'utiliser des instruments qui présentent des critères reconnus par la communauté scientifique (Miller, Lovler, 2015; Suhr, 2015). Tout d'abord, un consensus entre les chercheurs suggère qu'un fondement théorique de base est un des critères déterminants d'une évaluation psychologique adéquate (Godoy, Noronha, 2005; Miller, Lovler, 2015; Snyder, 1974. 1976; Suhr, 2015). Dans le cas spécifique du test de Zulliger, ou même du Rorschach ou du Holtzman, la projection (ou l'hypothèse projective) est fondamentalement sa base théorique : des stimuli non structurés et ambigus, comme les taches d'encre dans le test de Zulliger, sont nécessaires pour outrepasser les mécanismes de défense d'un individu et découvrir ses besoins, ses motifs et ses conflits inconscients, bref, sa dynamique de fonctionnement comportementale (Chabert, 1998; Frank, 1939; Emmanuelli, Azoulay, 2011; Grinnell, 2009; Ionescu, Jacquet, Lhote, 2012, Miller, Lovler, 2015).

L'HYPOTHÈSE PROJECTIVE

Le concept d'hypothèse projective est généralement crédité à Frank (1939), qui suggérait d'utiliser ce terme lorsque des gens tentent de comprendre des stimuli non structurés vagues ou ambigus, l'interprétation qu'ils produisent reflètent leurs besoins, leurs émotions, leurs expériences, leurs conditionnements antérieurs, leurs processus cognitifs. Cependant, le concept de projection fut initialement introduit par Freud lorsqu'il traitait des névroses d'anxiété (1894) et de la paranoïa (1911). Il définit la projection comme étant une perception interne réprimée qui,

après avoir subi une certaine déformation, parvient au conscient sous forme de perception venant de l'extérieur. Ainsi, dans le cas du paranoïaque, celui-ci perçoit chez l'autre ce qu'il est incapable de reconnaître en lui-même. Freud (1929) fit également plusieurs liens entre la projection et l'animisme, la religion, la mythologie et les superstitions, proposant qu'ils soient au fond des aspects de la psychologie humaine méconnus qui sont projetés dans le monde extérieur. Bref, selon le travail de Freud, la projection consiste à attribuer à l'autre ce qu'on se refuse inconsciemment de prendre en charge. Ionescu et al. (2012) définissent la projection, en tant que mécanisme de défense, comme étant une opération par laquelle le sujet expulse dans le monde extérieur ses pensées, affects, désirs qu'il méconnaît ou refuse en lui et qu'il attribue à d'autres, personnes ou choses de son environnement. Selon ces définitions, les avantages potentiels pourraient être la réduction chez le sujet de sa tendance à falsifier ou inventer ses réponses, et un accès à la fois aux niveaux conscients et inconscients du discours du sujet.

Cependant, des tests projectifs existaient bien avant la création de cette définition. La première utilisation de tests de taches d'encre basés sur les méthodes projectives remonte à Kerner (1857), qui fut le premier à suggérer que les interprétations des gens étaient révélatrices de leur individualité. Binet (1896) proposa par la suite que des tests de taches d'encre pouvaient être utilisés pour évaluer la personnalité des gens. Rorschach (1921) créa par la suite son test basé sur la technique des taches d'encre, ayant pour objectif d'en faire un instrument psychodiagnostic. L'investigation de la personnalité du sujet étant central dans les épreuves projectives, c'est par la mobilisation du mécanisme de projection qu'on évalue les différents aspects de la personnalité (Chabert, 1998; Emmanuelli, Azoulay, 2011; Miller, Lovler, 2015).

Tel que mentionné plus tôt, le point commun des tests projectifs est qu'ils furent élaborés en fonction de l'hypothèse projective, qui est inhérente à chacun d'entre eux. Parmi les tests projectifs, on retrouve notamment : *House-Tree-Person Test*, *Draw-A-Person Test*, *Thematic*

Apperception Test, test de Patte-noire (Corman, 1982), *Rorschach Inkblot Test* (Rorschach, 1921), *Zulliger Inkblot Test* (Zulliger, 1948), *Holtzman Inkblot Test* (Holtzman, 1961), *Animal Metaphor Test* (Levis, 1988), *Rotter Incomplete Sentence Blank* (Rotter, Rafferty, 1950), etc. Pour l'ensemble de ces instruments, qu'ils soient basés sur l'interprétation d'une image ou d'une tache d'encre, sur la création d'une histoire ou d'un dessin, ou encore sur la complétion d'une phrase, l'hypothèse projective semble centrale. Le sujet est amené à créer sa réponse en se basant sur lui-même (son vécu, ses affects, ses besoins, ses désirs, ses conflits, ses peurs, etc.), puisque la consigne aux tests, de même que les matériaux proposés, ne lui fournissent pas suffisamment d'informations pour qu'il puisse répondre sans être influencé par sa dynamique intrapsychique. Au final, sa réponse est le reflet de sa personnalité, et les méthodes projectives suggèrent de mettre l'emphasis sur le fait que la personnalité s'évalue en tant que processus psychodynamique d'un individu qui organise ses expériences et réagit émotionnellement aux situations, dans un contexte social, historique et personnel (Frank, 1939). Suite aux développements d'assises théoriques, des études réalisées sur les instruments projectifs ont été menées pour évaluer l'opérationnalisation et la pertinence de ces théories.

Tel que mentionné précédemment, le test de Zulliger fut publié en 1948, en Suisse. À cette époque, plusieurs recherches ont été réalisées avec cet instrument (Bash, Bash-Liechti, 1969; Eble, 1967; Eble, Fernald, Graziano, 1963; Ichimura, 1959; Lefkowitz, 1968; Lis, Magro, 1990; Mahmood, 1982, 1990; Semeonoff, 1963, 1968; Van Der Meulen, 1959), principalement en Europe et en Asie. Par la suite, historiquement, les chercheurs ont mis davantage l'accent sur l'étude d'instruments de nature individuelle, et les instruments de nature collective ont été laissés de côté pendant quelques années (Vaz, 2002). Ce n'est que depuis une vingtaine d'années que certaines recherches ont commencées à être menées avec cet instrument en Amérique du Sud (entre autres : Brinkmann, 1998; Fazendeiro, Novo, 2012; Freitas, 1996; Grazziotin,

Scortegagna, 2013; Vaz, 1998, 2000, 2002; Franco, Villemor-Amaral, 2005, 2012; Villemor-Amaral, Quirino, 2011, 2013; Villemor-Amaral, Machado, Noronha, 2009; Zdunic, 1999), possiblement en lien avec le faible coût d'utilisation de l'instrument (courte durée d'administration et de cotation, l'instrument n'a pas à être traduit, il n'y a pas de protocoles à acheter, etc.). Cette vague de littérature portant sur le test de Zulliger, initiée par des chercheurs notamment brésiliens, semble dénoter un regain d'intérêt pour cet instrument projectif et de passation collective, possiblement par son coût et sa praticité de passation (Bolcek, 2012; Fazendeiro, Novo, 2012; Franco, Villemor-Amaral, 2012; Grazziotin, Scortegagna, 2012. 2013; Vaz, 2002; Villemor-Amaral, Lamounier, 2006; Villemor-Amaral, Machado, 2011). Cependant, une réalité demeure : le test de Zulliger n'est pas utilisé en Amérique du Nord, et aucune recherche n'a été publiée à son sujet.

Ainsi, plusieurs recherches ont été menées en Amérique du Sud depuis le début des années 90 dans l'objectif de démontrer l'utilité du test de Zulliger. Cependant, plusieurs d'entre elles ont utilisé la version individuelle du test de Zulliger (Bolcek, 2012; Bunchaft, Tavares, Vasconcellos, 2002; Ferreira, Villemor-Amaral, 2005; Franco, Villemor-Amaral, 2012; Grazziotin, Scortegagna, 2012; Lis et al., 1990; Villemor-Amaral, Machado, 2011; Zdunic, 1999). Ces études offrent plusieurs conclusions positives quant à son utilisation : l'instrument est utile dans l'évaluation de traits de personnalité pertinents en contexte de sélection de personnel, comme la maturité émotionnelle et la discipline personnelle (Ferreira, Villemor-Amaral, 2005), il présente des indices de validité satisfaisants au niveau de l'évaluation de la dépression et de la schizophrénie (Franco, Villemor-Amaral, 2012) et au niveau de l'évaluation des relations interpersonnelles (Grazziotin, Scortegagna, 2012), et aussi des indices de fidélité satisfaisants (Villemor-Amaral et al., 2009). Néanmoins, comme l'administration diffère de façon importante (Zulliger, 1969) et est plus limitée dans le cadre de la version collective du test, la prudence est

de mise quant à l'extrapolation de ces résultats à la version collective, laquelle se doit d'être plus amplement étudiée pour l'établissement de ses critères de validité et de fidélité. Malheureusement, les études avec la version collective sont un peu moins nombreuses. Seulement deux études ont été répertoriées précisément sur sa validité (Candiani et al., 2003) et sa fidélité (Candiani, 2004) spécifiquement avec des répondants brésiliens.

Quelques auteurs (Candiani et al., 2003) ont exploré des indices de validité de construit en comparant le test de Zulliger (Zulliger, 1969) avec le *Culture Fair Tests* (Cattell, Cattell, 1973). En raison de la nature complexe des données, ces auteurs ont choisi de procéder à des statistiques non paramétriques, basées sur le test des rangs de Wilcoxon (*Wilcoxon Signed-Rank Test*) pour tester l'existence de différences significatives ($p < 0,05$) entre les résultats des sujets aux deux instruments, en s'assurant de contrôler l'âge et le sexe. Les chercheurs ont conclu que le test de Zulliger est valide pour l'évaluation de l'intelligence (lorsque comparé au *Culture Fair Tests*) et que les variables contrôlées (âge et sexe) n'influencent pas les résultats significatifs obtenus.

Une année plus tard, Candiani (2004) a voulu tester le niveau de précision (par le biais de la méthode test-retest), afin de démontrer la stabilité temporelle du test de Zulliger, considérant un intervalle de quatre ans, avec un groupe de 50 étudiants universitaires, des deux sexes et âgés entre 17 et 39 ans. À partir d'une série de résultats du test non paramétrique de Mann-Whitney ($0,30 < U < 0,86$; $p < 0,05$), l'auteur a conclu que les formules Vivenciel (FC : CF + C) et de contrôle émotionnel (K : C) ne changent pas leur fréquence d'apparition sur un intervalle de quatre ans, ce qui l'amène à conclure que les résultats semblent stables au niveau du temps (au moins durant une période de quatre ans).

En consultant les plus récents manuels de psychométrie (Furr, Bacharach, 2013; Miller, Lovler, 2015; Urbina, 2014), il est constaté que les procédures psychométriques pour l'évaluation de la validité et de la fidélité d'un instrument psychologique ont changé de façon considérable ces

derniers temps. Néanmoins, en se basant sur les recherches disponibles, il peut être conclu que les qualités psychométriques relatives à la version collective du test de Zulliger semblent bien supportées.

QUESTIONS DE RECHERCHE

Les spécifications théoriques et empiriques apportées précédemment ont rendu possible la création des trois questions centrales de cette recherche. À partir de l'importance que le test de Zulliger peut occuper dans le contexte d'évaluation psychologique, notamment à titre de mesure collective, certains avantages ressortent de la littérature scientifique, tels que sa praticité (peut être utilisé dans plusieurs contextes), sa rapidité d'administration et de cotation (trois planches seulement), et un bon potentiel empirique. Ainsi, il est possible d'élaborer les trois questions qui guident cette étude : (1) Quels sont les indices de validité (de construit et de contenu) du test de Zulliger, en considérant l'échantillon à l'étude? (2) Quel est le niveau de fidélité inter-juge lors de la cotation du test de Zulliger? (3) Quelles sont les normes en lien avec les modèles de réponse au test de Zulliger. Pour répondre adéquatement à ces questions, les procédures méthodologiques présentées ci-dessous ont été employées.

MÉTHODOLOGIE

Initialement, le comité d'éthique de l'Université du Québec à Trois-Rivières analysa et approuva cette recherche (numéro de référence : CER-12-185-06.13), laquelle a permis la participation de 546 étudiants universitaires (hommes : 20,5 %; femmes : 79,5 %) de différents programmes d'études (psychologie, médecine, sciences de l'éducation et orthophonie) et d'âges

variant de 18 à 66 ans ($M = 23,31$, $ET = 7,31$). Le recrutement s'est échelonné sur une période d'environ un an.

Le recrutement des participants s'est effectué en deux étapes. Tout d'abord, un courriel a été envoyé à plusieurs professeurs de l'UQTR, présentant le chercheur principal, le certificat d'éthique, le projet de recherche détaillé et une demande de collaboration pour l'administration d'instruments en début de cours (voir Appendice I pour une copie de la lettre de demande collaboration). Par la suite, lors de l'acceptation de la part d'un professeur à participer au projet, il était convenu d'un ou de deux moments pour l'administration des tests.

Instruments utilisés

Les participants ont répondu à huit instruments : (1) le test de Zulliger (Zulliger, 1948); (2) Le *Barratt Impulsiveness Scale* (BIS-11) (Patton, Stanford, 1995); (3) La Mesure du stress psychologique en 9 items (MSP-9) (Lemyre, Tessier, 2003); (4) Le *Beck Depression Inventory* (BDI-II) (Beck, Steer, Brown, 1996); (5) Le *Coping Inventory for Stressful Situations* (CISS) (Endler, Parker, 1990); (6) L'Échelle d'estime de soi (EES-10) (Rosenberg, 1965, traduit en français par Vallières, Vallerand, 1990); (7) Le *Suicide Probability Scale* (SPS-36) (Cull, Gill, 1988); et (8) un questionnaire sociodémographique utilisé seulement pour le contrôle des variables « sexe » et « l'âge ». Le choix d'administrer plusieurs instruments découle du fait que le test de Zulliger évalue un grand nombre d'indices reliés à différents aspects de la personnalité, mais seulement certains d'entre eux furent retenus pour l'étude présente. Ainsi, il était essentiel d'utiliser diverses échelles psychométriques évaluant précisément les caractéristiques en question, puisqu'aucun instrument ne regroupait précisément l'ensemble des éléments à évaluer.

Test de Zulliger

Le test de Zulliger (Zulliger, 1948) est connu comme un instrument d'administration collective, constitué de trois diapositives, basé sur la technique des taches d'encre. Il évalue la personnalité, le fonctionnement cognitif et les émotions. Étant parfois présenté comme une version abrégée du Rorschach (Carpio, Lugón, 2015; Franco, Villemor-Amaral, 2012; Vaz, 2002; Villemor-Amaral, Cardoso, 2012; Fazendeiro, Novo, 2012), possiblement parce que Zulliger fut l'étudiant de Rorschach (Zulliger, 1969), le test de Zulliger partage en effet plusieurs points communs avec le Rorschach, comme l'aspect général des planches, les systèmes de cotation utilisés et les interprétations générales qui peuvent être effectuées, mais avec certaines nuances. Récemment, il est davantage utilisé en contexte de sélection de personnel (Ceballos Vilches, Solís Olivos, 2004; Fazendeiro, Novo, 2012; Ferreira, Villemor-Amaral, 2005; Grazziotin, Scortegagna, 2012; Klimoski, Zukin, 2003; Semeonoff, 1990; Zdunic, 1999. 2003) ou à titre de test de dépistages de certaines psychopathologies, comme la dépression (Franco, Villemor-Amaral, 2012; Manfredini, 2012; Vaz, 2000; Villemor-Amaral, Machado, 2007, 2011).

Les études récentes portant sur le test de Zulliger offrent plusieurs conclusions positives quant à son utilisation : l'instrument est utile dans l'évaluation de traits de personnalité pertinents en contexte de sélection de personnel (Ceballos Vilches, Solís Olivos, 2004; Fazendeiro, Novo, 2012; Ferreira, Villemor-Amaral, 2005; Grazziotin, Scortegagna, 2012; Klimoski, Zukin, 2003; Semeonoff, 1990; Zdunic, 1999. 2003), il présente des indices de validité satisfaisants au niveau de l'évaluation de la dépression et de la schizophrénie (Franco, Villemor-Amaral, 2012; Manfredini, 2012; Vaz, 2000; Villemor-Amaral, Machado, 2007, 2011), des indices de validité satisfaisants au niveau de l'évaluation des relations interpersonnelles (Grazziotin, Scortegagna, 2012. 2013) et des indices de fidélité satisfaisants (Fazendeiro, Novo, 2012; Villemor-Amaral et al., 2009). La littérature précédemment présentée en vient aussi généralement à la conclusion que

le test de Zulliger est un test court, simple d'administration, productif (rapport nombre de planches-nombre de réponses), permettant de distinguer les individus selon plusieurs critères (personnalité, relations interpersonnelles, traits psychopathologiques, aptitudes professionnelles, etc.) et présentant une bonne stabilité temporelle.

Pour débiter le processus de validation du test de Zulliger, six indices principaux ont été retenus : Les déterminants Couleur chromatique (C) et Couleur achromatique (C'), les contenus Mouvement humain (M), Mouvement d'objet inanimé (m) et Paires et reflets (2 + r), et la cote spéciale Réponse Morbide (MOR). La raison du choix de ces indices repose sur deux aspects principaux : d'une part, ces indices peuvent être cotés en absence d'enquête dans l'administration collective, et d'autre part, ces indices se rattachent à des concepts psychologiques qui peuvent également être mesurés avec certains instruments psychométriques. Chacun de ces indices a donc été associé théoriquement à un concept : C pour l'impulsivité; C' pour les affects dépressifs; M pour le coping émotionnel; m pour le stress psychologique; MOR pour les idéations suicidaires; 2r pour l'estime de soi. L'objectif est donc, pour débiter la validation du test de Zulliger, d'évaluer si ces différents indices mesurent bel et bien les concepts auxquels ils sont théoriquement rattachés. L'hypothèse des chercheurs est que les paires de variables seraient associées significativement entre elles. Le choix de l'association entre ces indices et les concepts théoriquement rattachés ont été effectués en se basant principalement sur la typologie du Système intégré d'Exner (1996) et sur l'approbation de ces indices par deux spécialistes en administration et cotation du test de Rorschach. Ces deux experts, cumulant chacun plus de dix années d'expérience dans l'utilisation du Système intégré et plus de sept ans d'expérience en enseignement de ce système de cotation, ont alors approuvé la pertinence des liens théoriques entre les indices du test de Zulliger et les échelles psychométriques mentionnés précédemment,

ce qui a fourni des indications éclairées quant à certains éléments liés à la validité de contenu de cet instrument.

Présentation du projet

Arrivé en classe, le projet de recherche était présenté aux étudiants du groupe. Le nombre d'étudiants variait d'un groupe à l'autre, allant de 27 à 67 sujets par groupe. Une brève présentation du projet de recherche était faite, puis suivait l'administration du test de Zulliger, pour finir avec l'administration des six instruments psychométriques.

PROCÉDURES DE COTATION

Évaluateurs

Deux évaluateurs ont coté l'ensemble des protocoles du test de Zulliger, pour éviter certains biais dans le cas où le chercheur principal aurait eu à coter les protocoles. Les évaluateurs étaient des gens formés sur l'administration et la cotation de protocoles de Rorschach avec le Système intégré. Ils ont reçu une formation donnée par le chercheur principal sur la cotation du test de Zulliger. Tout d'abord, trente protocoles ont été cotés par les deux évaluateurs, pour vérifier l'accord inter-juge par consensus. Par la suite, les autres protocoles ont été cotés soit par l'un, soit par l'autre, de façon aléatoire.

Guide de cotation et règles particulières

Les évaluateurs avaient pour consigne générale de coter les protocoles en fonction du Système intégré (Exner, 1996). Cependant, dû à l'absence d'enquête, certains indices devenaient difficiles à coter. Pour cette raison, un guide de cotation (voir Appendice L), basé principalement

sur le système de Zulliger, a été fourni aux évaluateurs pour la cotation des protocoles. De nombreux exemples y figuraient, ce qui permettait d'offrir une cotation moins stricte, en l'absence d'informations généralement obtenues à l'enquête. Aussi, étant donné le devis de recherche, un nombre restreint d'indices furent cotés. La liste des indices cotés par les évaluateurs, avec les abréviations entre parenthèses, de même que les particularités au niveau de la cotation sont présentées au Tableau 1.

Insérer Tableau 1 ici

RÉSULTATS, INTERPRÉTATIONS ET DISCUSSIONS

Pour répondre aux questions de cette recherche, les scores obtenus au test de Zulliger et aux six échelles psychométriques utilisées ont été explorés, selon les principes communément acceptés dans la littérature spécialisée (Field, 2013; Furr, Bacharach, 2013; Urbina, 2014). Chemin faisant, les résultats obtenus par des analyses corrélationnelles, des calculs de fidélité inter-juge (kappa de Cohen) et des calculs de normes (moyennes, écarts-types, étendue) seront présentés de façon successive et systématique.

Analyses corrélationnelles

Afin de répondre adéquatement à la première des trois questions de cette recherche (Quels sont les indices de validité (de construit et de contenu) du test de Zulliger, en considérant l'échantillon à l'étude?), il s'avère nécessaire de tester le niveau de corrélation entre les indices au test de Zulliger et les résultats obtenus aux échelles psychométriques. Initialement, pour qu'on puisse adéquatement interpréter les résultats de ces analyses, l'exploration de quelques prérequis

était nécessaire (indépendance des scores, normalité de la distribution), et les résultats ont indiqué la pertinence des possibles conclusions obtenues par les calculs de corrélations. Les résultats descriptifs des échelles psychométriques utilisés sont présentés au Tableau 2.

Insérer Tableau 2 ici

Le critère de normalité n'est pas pertinent dans la présente étude dû à la taille importante de l'échantillon. Cependant, trois instruments présentaient des courbes particulièrement asymétriques : le RSS-10, le SPS-36 et le BDI-II. Pour le RSS-10, le coefficient d'asymétrie était négatif, ce qui s'explique par le fait que les étudiants universitaires ont généralement une bonne estime d'eux-mêmes. Pour le SPS-36 et le BDI-II, le coefficient d'asymétrie était négatif, indiquant que la très grande majorité des participants présentaient peu ou pas de symptômes dépressifs ou de risque suicidaire, ce qui était également prévu dans un échantillon non clinique. Le Tableau 3 présente quant à lui les résultats des corrélations entre ces instruments et les indices retenus sur test de Zulliger.

Insérer Tableau 3 ici

Le Tableau 3 présente les résultats des corrélations effectuées entre les paires de variables qui paraissaient associées théoriquement, soit le résultat obtenu à un test psychométrique et un indice au test de Zulliger. Le coefficient de corrélation entre le BIS-11 (version 22 items) et l'indice Couleur chromatique fut faible, négatif et non significatif ($r(515) = -0,015$, $p = 0,731$), avec un faible coefficient de détermination ($R^2 < 0,001$). Le coefficient de corrélation entre le BDI-II et l'indice Couleur achromatique fut faible, positif et non significatif ($r(513) = 0,038$, $p = 0,384$),

avec un faible coefficient de détermination ($R^2 = 0,001$). Le coefficient de corrélation entre le MSP-9 et l'indice Mouvement inanimé fut faible, négatif et non significatif ($r(515) = -0,013$, $p = 0,763$), avec un faible coefficient de détermination ($R^2 < 0,001$). Le coefficient de corrélation entre le SPS-36 et l'indice Morbide fut faible, positif et non significatif ($r(513) = 0,078$, $p = 0,076$), avec un faible coefficient de détermination ($R^2 = 0,006$). Le coefficient de corrélation entre le RSS-10 et l'indice Paires et reflets fut faible, négatif et non significatif ($r(512) = 0,067$, $p = 0,131$), avec un faible coefficient de détermination ($R^2 = 0,004$). Le coefficient de corrélation entre la sous-échelle Coping orienté vers l'émotion du CISS-48 (16 items) et l'indice Mouvement humain fut faible, négatif et non significatif ($r(514) = 0,062$, $p = 0,163$), avec un faible coefficient de détermination ($R^2 = 0,004$). Ces résultats sont en désaccord avec nos hypothèses initiales, soit que les paires de variables seraient associées significativement entre elles. Cependant, quelques explications peuvent permettre de nuancer ces résultats. Dans un premier temps, les indices au test de Zulliger présentaient des scores moyens très bas ($m = 0,1$; $MOR = 0,2$; $(2) + r = 3,8$; $M = 1,4$; $C = 1,9$; $C' = 0,1$). Pour certains indices, la très grande majorité des participants ont obtenu un score de zéro, rendant difficilement justifiable l'interprétation des corrélations. Les pourcentages des participants ayant obtenu un score de zéro vont comme suit : $m = 92,91\%$; $C' = 92,53\%$; $MOR = 85,38\%$; $M = 28,21\%$; $C = 13,98\%$; $(2) + r = 6,35\%$. Ainsi, il est constaté que certains indices sont particulièrement problématiques, notamment m , C' et MOR . Il faut apporter une nuance pour les indices C' et MOR , puisque dans leur cas, un faible score était attendu, puisqu'ils étaient associés respectivement aux variables Dépression et Risque suicidaire et que notre échantillon a obtenu des scores moyens très faibles à ces indices, étant tiré d'une population non clinique. Le faible score à la variable m , de son côté, peut être attribuable au fait qu'il ne s'agissait pas d'une variable évaluée par Zulliger lors du développement de son test, alors qu'on retrouve souvent le m dans le Système intégré pour le test

de Rorschach, notamment à cause de la planche VI à laquelle une réponse populaire est souvent une peau d'animal tendue. Dans un deuxième temps, tel que mentionné précédemment, comme certaines échelles psychométriques utilisées dans cette étude visent généralement l'évaluation d'une clientèle clinique, ces instruments n'étaient peut-être pas les plus pertinents pour notre échantillon non clinique. Cette problématique se retrouve notamment dans les faibles scores moyens obtenus aux BDI-II et au SPS-36. Deux avenues pourraient être prises pour une future recherche : utiliser un instrument plus approprié pour une population non clinique, ou encore utiliser les mêmes instruments pour une population clinique, souffrant de dépression ou d'idées suicidaires. Bref, les faibles résultats obtenus sur certains indices du test de Zulliger et le choix de certains instruments psychométriques axés sur la clinique font partie des limites de cette étude.

Fidélité inter-juge

Pour répondre à la deuxième question de recherche (Quelle est le niveau de fidélité inter-juge lors de la cotation du test de Zulliger?), il sera nécessaire d'évaluer le niveau d'accord entre les évaluateurs qui ont coté les protocoles du test de Zulliger. Trente protocoles ont été cotés par les deux évaluateurs, pour évaluer l'accord inter-juge pour trois variables : la localisation, le déterminant et le(s) contenu(s). Exner (1996) propose que les seuils d'accord inter-juge au test de Rorschach doivent être, en général, d'environ 90 %. Cependant, des questionnements quant à la méthode par pourcentage pour évaluer l'accord inter-juge ont été soulevés; l'utilisation du coefficient kappa ou de coefficients intraclass est plutôt recommandée, lesquels sont statistiquement corrects pour l'évaluation des chances d'accord (Wood, Nezworski, Stejskal, 1996a, 1996b, 1997). Deux coefficients kappa ont été calculés pour les contenus, puisque plusieurs réponses contenaient plus d'un contenu. Les trois coefficients kappa ont été calculés sur un total de 379 réponses évaluées, provenant de 30 protocoles (voir Tableau 4).

Insérer Tableau 4 ici

Les résultats présentés dans le Tableau 4 indiquent que le test de Zulliger présente un accord inter-juge satisfaisant, avec des coefficients kappa élevés (Localisation = 0,97; Déterminant = 0,90; Contenu1 = 0,99; Contenu2 = 0,94). Le niveau d'accord un peu plus faible pour les déterminants est explicable potentiellement par l'absence d'enquête lors de l'administration de groupe, ce qui a pu entraîner certains désaccords principalement pour le déterminant Couleur.

Normes

Pour répondre à la dernière question de recherche (Quelles sont les normes en lien avec les modèles de réponse au test de Zulliger?), deux mesures de tendance centrales (moyenne et médiane) et deux mesures de dispersions (écart-type et étendue) ont été retenues. L'ensemble de ces mesures ont été réalisées pour chaque indice du test de Zulliger ayant été évalué lors de l'administration, et non seulement uniquement les six ayant été précédemment corrélés. Les résultats de ces analyses sont présentés au Tableau 5.

Insérer Tableau 5 ici

Dans Zulliger (1969), les moyennes des résultats obtenus aux différents indices du test de Zulliger sont présentées. Ces résultats sont présentés entre parenthèses dans le Tableau 5 aux cotés des moyennes observées dans notre échantillon. Certains indices n'ont pu être comparés, car ils proviennent du Système intégré, alors que Zulliger utilisait son propre système. Pour les

indices comparables, les résultats observés sont généralement en concordance avec ceux suggérés par Zulliger. Quelques exceptions renvoient cependant à des modifications au niveau de la cotation. Premièrement, les réponses D et Dd ne sont pas exactement dans les mêmes barèmes. Une explication possible est que certains items cotés D étaient plutôt cotés Dd par Zulliger, ce qui pourrait expliquer une moyenne plus élevée pour D et plus faible pour Dd. Une solution possible pour ne pas reproduire ce problème dans le futur serait de fournir aux participants les images en version miniature sur leurs protocoles pour qu'ils puissent encercler directement la localisation de leurs réponses, au lieu d'utiliser la méthode du cadran. Les localisations seraient ainsi beaucoup plus précises. Deuxièmement, Zulliger ne cotait pas F seul, c'est-à-dire que ce déterminant devait être associé avec un autre. Il évaluait par la suite le F% (qualité formelle) pour chaque réponse contenant ce déterminant, et c'est plutôt cet indice qui était interprété. La qualité formelle (p.ex., hyperdétaillée, ordinaire, inhabituelle, moins) est également présente dans le Système intégré, mais il ne s'agit pas d'un indice qui a été inclus dans la présente étude, principalement dû au manque de données normatives à ce sujet et à la part interprétative reliée à sa cotation. Troisièmement, il est constaté que l'indice M est plus faible dans notre échantillon que dans les données de Zulliger; cette différence peut provenir de l'existence de l'indice (2), qui est parfois attribué au mouvement par Zulliger puisqu'il ne le cote pas dans son système. Pour conclure, les résultats obtenus démontrent généralement un accord avec les données présentées par Zulliger, et les différences observées s'expliquent principalement par les différents systèmes de cotation utilisés. Pour bonifier la partie concernant les cotations, il faudrait ajouter la qualité formelle, ainsi que le déterminant Ch utilisé par Zulliger, qui évalue le clair-obscur, les contrastes, la profondeur ou la perspective. Les cotations pourraient ainsi avoir une plus grande variabilité et offrir une meilleure capacité à distinguer qualitativement les réponses données par les participants.

DISCUSSION

Les analyses effectuées ont permis d'évaluer plusieurs qualités psychométriques du test de Zulliger. D'une part, l'accord inter-juge fut satisfaisant, et les résultats remplissent les critères généralement admis à ce niveau (Furr, Bacharach, 2013). Alors que de précédentes études ont évalué divers aspects de la validation du test de Zulliger (Franco, Villemor-Amaral, 2012; Grazziotin, Scortegagna, 2012; Manfredini, 2012; Vaz, 2000; Villemor-Amaral, Machado, 2011), la présente étude visait plus précisément la validité de construit. Les corrélations entre les variables étudiées ne furent pas significatives, venant infirmer les hypothèses initiales. Néanmoins, de par la taille de l'échantillon utilisé, des normes pour une population non clinique sont fournies, venant répondre à un manque de données normatives (Mahmood, 1982. 1990; Villemor-Amaral, Pavan, Tavella, Cardoso, Biasi, 2016). Ces normes semblent en accord avec celles présentées par Zulliger (1969). Comme toute étude portant sur la validité d'un instrument, celle-ci ne présente que certains aspects du processus de validation. D'autres types de validités devront être étudiés dans le futur, puisque la validation d'un instrument est un processus continu (Furr, 2011; Urbina, 2014).

Pour débiter, l'accord inter-juge élevé fut une force observée pour le test de Zulliger, allant dans le même sens que d'autres études de fidélité (Villemor-Amaral et al. 2009). En effet, il est parfois complexe, dans le cas des instruments projectifs, de parvenir à un bon accord inter-juge dû à la part interprétative contenue dans la cotation des protocoles (Lilienfeld, Wood, Garb, 2000). Les directives de cotations fournies aux évaluateurs ont grandement contribué à réduire ces désaccords, et un guide plus officiel pourrait éventuellement être élaboré, dans l'optique que les consignes de cotation ne diffèrent pas d'une étude à l'autre, ce qui pourrait avoir un impact sur le niveau d'accord inter-juge. La clarté des consignes et les précisions au niveau de la cotation

de certaines réponses prédites comme étant problématiques ont contribué à l'obtention d'un bon accord inter-juge, soulignant l'importance de la formation des juges (McHugh, 2012).

Une des forces principales de cette étude est la taille de l'échantillon, qui s'élevait à 546 participants. Cela a permis notamment de pouvoir présenter des données descriptives crédibles qui pourront être utilisées ultérieurement à titre de données normatives pour une population québécoise, puisque l'absence de données normatives peut être un frein à l'utilisation du test de Zulliger (Mahmood, 1982. 1990; Villemor-Amaral et al., 2016). Bien que cette étude visait à évaluer le test de Zulliger sur une population non clinique, l'homogénéité de l'échantillon est une limite importante (Urbina, 2014). En voulant étudier une population normale, le choix d'un échantillon d'étudiants universitaires québécois cause parfois certains problèmes (Wallerstein, Duran, 2006). D'une part, cela permet d'obtenir des données normatives pour de futures études, mais d'autre part, certains résultats, notamment ceux au SPS-36 et au BIS-II, de même que la faible présence de certains indices au test de Zulliger, fait en sorte que le choix de cet échantillon limite les possibilités d'évaluation de certaines variables. Par exemple, il est difficile d'évaluer si l'indice Couleur achromatique (C') est réellement lié la variable « niveau de dépression » obtenue au BDI-II, puisque seuls quelques participants ont obtenu des scores élevés à cet instrument. Il serait donc intéressant, dans une prochaine étude, d'administrer ces instruments à une population clinique, pour vérifier si, par exemple, l'indice Couleur achromatique est plus présent dans les protocoles et évaluer le lien d'association de cet indice avec le BDI-II. Cette idée peut également s'appliquer aux autres indices du Zulliger.

Une autre limite de cette étude, suivant la même logique que la précédente, est le choix des instruments psychométriques utilisés. En effet, certains étaient plus axés sur l'évaluation d'une clientèle clinique. Il aurait peut-être été plus pertinent d'utiliser des instruments reconnus pour

leur utilisation sur une population non clinique, afin d'obtenir une plus grande variabilité des résultats.

Par rapport à l'administration et la cotation du Zulliger, deux limites furent notables et pourraient être améliorées. Premièrement, afin d'obtenir des normes de localisation (et pouvoir évaluer plus justement la qualité formelle), une recommandation pour les prochaines études serait de fournir aux participants une feuille avec les planches en versions miniatures et leur demander d'encercler directement l'endroit où ils ont vu leurs réponses, de façon semblable à la passation individuelle du Rorschach avec la Système intégré (Exner, 1996). Cela serait évidemment beaucoup plus précis que la méthode du cadran. Deuxièmement, une des principales limites de l'évaluation collective avec le test de Zulliger est l'absence d'enquête, rendant presque impossible la cotation de certains indices du Système intégré, comme la profondeur, l'estompage ou encore certaines cotations spéciales (Fazendeiro, Novo, 2012). L'absence de ces indices empêche par la suite l'utilisation des constellations, un des éléments centraux du Système intégré, parce que certains indices n'ont pas été cotés (Franco, Villemor-Amaral, 2012). Pour contrer cette problématique, une piste de solution serait à l'avenir de demander directement aux participants d'indiquer *À quoi?* ils ont vu ce qu'ils ont vu, une manière implicite de leur demander d'inscrire ou d'expliquer le déterminant utilisé. Cette méthode plus directive pourrait être amenée à pallier, du moins partiellement, l'absence d'enquête dans la passation collective. Cependant, il faudrait auparavant avoir déterminé la meilleure façon d'expliquer la consigne, et la pertinence de donner des exemples de déterminants pour bien faire comprendre la consigne, puisque cela aurait sans doute une influence sur les réponses données par les participants (Kaplan, Saccuzzo, 2012; Urbina, 2014). Par exemple, le fait d'être conscient qu'une réponse peut avoir été déterminée par la couleur pourrait faire en sorte que les participants soient plus

vigilants par rapport aux couleurs, et ainsi donner plus de réponses s'expliquant par ce déterminant.

En lien avec la précédente limite, seuls les liens entre un indice au Zulliger et un résultat à une échelle psychométrique ont pu être évalués, puisque l'utilisation des constellations définies dans le Système intégré n'étant pas possible dans la présente étude. Par exemple, il ne fut pas possible d'évaluer la constellation dépressive, puisque certains indices n'étaient pas cotés, comme l'indice Estompage (Fazendeiro, Novo, 2012). Cela fait en sorte que seuls certains indices en lien avec certains concepts ont pu être évalués, et non l'ensemble des indices reliés à un concept. Cependant, le test de Zulliger n'a pas encore de valeurs attendues pour ces constellations, contrairement au Rorschach, ce qui aurait également compliqué l'utilisation des constellations (Franco, Villemor-Amaral, 2012). Il s'agit également d'une autre piste pour les recherches futures.

Conséquemment aux limites présentées, il ne peut être conclu que les corrélations obtenues entre les indices au test de Zulliger et les résultats obtenus aux instruments psychométriques associés démontrent de bons critères de validité pour le test de Zulliger, selon les barèmes généralement reconnus (Field, 2013; Furr, Bacharach, 2013; Urbina, 2014). Les corrélations obtenues furent toutes faibles et non significatives, avec des coefficients de déterminations très faibles. Par contre, ces résultats peuvent s'expliquer en grande partie par les limites de la présente étude, notamment le choix de l'échantillon et des instruments psychométriques, en plus de l'absence de la cotation de certains indices découlant de l'absence d'enquête.

Néanmoins, comme il s'agit de la première étude portant sur le test de Zulliger au Canada, une des forces de cette étude est de fournir des données descriptives sur une population non clinique, ce qui pourra par la suite servir de données normatives pour de futures recherches.

CONCLUSION

Pour conclure, cette première étude sur le test de Zulliger au Canada a permis de débiter le processus de validation de cet instrument, en plus de participer à sa diffusion. Cet instrument mérite que de futures recherches soient réalisées à son sujet, car il permet d'obtenir des résultats rapidement et il est simple d'administration et de cotation. De plus, puisqu'il s'agit d'un test peu connu du public, cela pourrait pallier partiellement au problème de tricherie ou de mentorat pouvant être présent dans le cas d'un test largement diffusé comme le Rorschach. Malgré les limites inhérentes à cette recherche, le test de Zulliger démontre du potentiel à titre d'instrument projectif basé sur les taches d'encre à administration collective. Cependant, d'autres études sont nécessaires afin d'évaluer d'autres de ses qualités psychométriques. Certaines recommandations effectuées dans la présente étude ouvrent donc la porte à de prochaines études, qui pourront poursuivre le processus de validation de cet instrument. Une étude future devrait viser à évaluer l'ensemble des variables au test de Zulliger, puis créer des normes pour les constellations provenant du Système intégré, pour vérifier la valeur prédictive de l'association linéaire de ces constellations avec d'autres variables critérielles.

RÉFÉRENCES

- Bash (Kenower W.), Bash-Liechti (J.).– Studies on the epidemiology of neuropsychiatric disorders among the rural population of the province of Khuzestan, Iran, *Social Psychiatry*, IV, 4, 1969, p. 137-143.
- Beck (Aaron T.), Steer (Robert A.), Brown (Gregory K.).– Manual for the Beck depression inventory-II, San Antonio, Psychological Corporation, 1996.
- Binet (Alfred).– Psychologie individuelle. La description d'un objet, *L'année psychologique*, III, I, 1896, p. 296-332.
- Bolcek (Lukáš), Poledňová (Ivana), Franková, (Emilie).– Applying the Zulliger Test in selecting and assessing employees – a study from the Czech Republic, dans Mróz (B.), *Functioning in the Workplace. Quantitative and Qualitative Psychological Research*, Warsaw, Wydawnictwo Naukowe Scholar, 2012, p. 128-156.
- Brinkmann (H.).– Proposición de parâmetros para el Test de Zulliger, *Revista Chilena de Psicología*, XIX, 2, 1998, p. 5-47.
- Bunchaft (Guenia), Tavares (Alberto Luis da Rocha), Vasconcellos (Vanda Leite Pinto).– Validation of the Zulliger Test with Transactional Analysis as a Guideline, *Transactional Analysis Journal*, XXXII, 1, 2002, p. 33-38.
- Candiani (Deuslira M.).– Precisão do Teste de Zulliger, *Psic : revista da Vetor Editora*, V, 1, 2004, p. 16-21.
- Candiani (Deuslira M.). de Souza (Ana Maria Reis), Camilo (Débora), Candiani (Talitha Michel).– Estudo da validade de um método projetivo : Teste de Zulliger-por meio de parâmetros psicométricos, *Psic : revista da Vetor Editora*, IV, 2, 2003, p. 36-43.
- Carpio (Sylvia Margarita Rivera), Lugón (Milagros Cubas).– Validación del sistema comprehensivo de Exner en el test de Zulliger, *Persona*, XIV, 2015, p. 145-158.
- Cattell (Raymond Bernard), Cattell (A. K. S.).– Measuring intelligence with the culture fair tests, Champaign, Institute for Personality and Ability Testing, 1973.
- Ceballos Vilches (Lorena), Solís Olivos (Soledad).– Propuesta de parámetros referenciales para la utilización del test de Zulliger individual en selección de personal, Santiago, Universidad de Chile, 2004.
- Chabert (Catherine).– Actualité de la névrose, *Psychologie clinique et projective*, IV, 1998, p. 23-33.

- Chabert (Catherine).– Le Rorschach en clinique adulte (3^e éd.) : Interprétation psychanalytique, Paris, Dunod, 2012.
- Corman (Louis).– Le test du dessin de famille, Paris, Presses universitaires de France, 1982.
- Cull (John G.), Gill (Wayne S.).– Suicide Probability Scale (SPS), Los Angeles, Western Psychological Services, 1988.
- de Godoy (Silvia Leite), Noronha (Ana Paula Porto).– Instrumentos psicológicos utilizados em seleção profissional, *Revista do Departamento de Psicologia-UFF*, XVII, 1, 2005, p. 139-159.
- Eble (Selma J.).– A guideline of children's popular responses on the group Zulliger inkblot test, *Journal of Clinical Psychology*, XXIII, 4, 1967, p. 494-495.
- Eble (Selma J.), Fernald (L. Dodge), Graziano (Anthony M.).– The comparability of quantitative Rorschach and Z-Test data, *Journal of Projective Techniques and Personality Assessment*, XXVII, 2, 1963, p. 166-170.
- Emmanuelli (Michèle), Azoulay (Catherine).– Fonctionnement limite : étude d'un diagnostic différentiel, *Psycho Sup*, 2011, p. 229-248.
- Endler (Norman S.), Parker (James D.).– Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation, *Journal of Personality and Social Psychology*, LVIII, 5, 1990, p. 844.
- Exner (John E.).– Le Rorschach : un système intégré, Paris, Frison-Roche, 1996.
- Fazendeiro (Hugo Miguel Martins), Novo (Rosa de Jesus Ferreira).– Versão coletiva do teste de Zulliger segundo o Sistema Compreensivo de Rorschach, *Avaliação Psicológica*, XI, 3, 2012, p. 407-422.
- Ferreira (Marcia Eloisa Avona), Villemor-Amaral (Anna Elisa).– O teste de Zulliger e avaliação de desempenho, *Paidéia : Cadernos de Psicologia e Educação*, XV, 32, 2005, p. 367-376.
- Field (Andy).– Discovering statistics using IBM SPSS statistics, London, Sage, 2013.
- Franco (Renata da Rocha Campos), Villemor-Amaral (Anna Elisa).– Validade incremental do Zulliger e do Pfister no contexto da toxicomania, *Psico USF*, XVII, 1, 2012, p. 73-83.
- Frank (Lawrence K.).– Comments on the proposed standardization of the Rorschach method, *Rorschach Research Exchange*, III, 3, 1939, p. 101-105.
- Freitas (Ana Maria Lima).– Teste Zulliger : aplicação e avaliação, São Paulo, Casa do Psicólogo, 1996.
- Freud (Sigmund).– The neuro-psychoses of defence, *Standard Edition of the Complete Psychological Works of Sigmund Freud*, III, 1894, p. 41-61.

- Freud (Sigmund).– On the mechanism of paranoia, dans Rieff (P.), *General Psychological Theory: Papers on Metapsychology*, New York, Collier Books, 1911, p. 29-48.
- Freud (Sigmund).– The infantile genital organization. *The Psychoanalytic Review* (1913-1957), XVI, 1929, p. 72.
- Furr (R. Michael).– Scale Construction and Psychometrics for Social and Personality Psychology, London, Sage, 2011.
- Furr (R. Michael), Bacharach (Verne R.).– Psychometrics: An introduction (2nd ed.), London, Sage, 2013.
- Grazziotin (Jucelaine Bier Di Domenico), Scortegagna (Silvana Alba).– Zulliger e habilidade social : evidências de validade no contexto empresarial, *Psicologia : Reflexão e Crítica*, XXV, 1, 2012, p.69-78.
- Grazziotin (Jucelaine Bier Di Domenico), Scortegagna (Silvana Alba).– Relacionamento interpessoal, produtividade e habilidades sociais : um estudo correlacional, *Psico USF*, XVIII, 3, 2013, p. 491-500.
- Grinnell (Frederick).– Everyday practice of science: Where intuition and passion meet objectivity and logic, New York, Oxford University Press, 2009.
- Holtzman (Wayne H.).– Holtzman inkblot technique: Guide to administration and scoring, New York, Psychological Corporation, 1961.
- Ichimura (Jun).– Comparability of the Plates-Z-Test and the Rorschach, *Japanese Journal of Psychology*, XXIX, 1959, p. 396-398.
- Ionescu (Serban), Jacquet (Marie-Madeleine), Lhote (Claude).– Les mécanismes de défense : théorie et clinique, Paris, Armand Colin, 2012.
- Lilienfeld (Scott O.), Wood (James M.), Garb (Howard N.).– The scientific status of projective techniques, *Psychological Science in the Public Interest*, I, 2, 2000, p. 27-66.
- Kaplan (Robert M.), Saccuzzo (Dennis P.).– Psychological testing: Principles, applications, and issues, Boston, Cengage Learning, 2012.
- Kerner (Anton Joseph).– Das Pilis-Vértes Gebirge, eine pflanzengeographische Skizze, *Verh.des Zoologisch-Botanischen Vereins in Wien*, XII, 1857, p. 257-278.
- Klimoski (Richard J.), Zukin (Lori B.).– Psychological assessment in industrial and organizational settings, New York, Handbook of Psychology, 2003.
- Kostogianni (Nikoleta), Andronikof (Anne).– Estime de soi et haut potentiel : une étude Rorschach Système Intégré, *L'Encéphale*, XL, 1, 2014, p. 3-8.

- Krug (John E.).– The projective technique of personality study as illustrated by the rorschach test, its history, its method, and its status, Thèse d'université, Indiana State Teachers College, 1948.
- Lefkowitz (Monroe M.).– Screening juvenile delinquents for psychopathology by use of the Z-Test, *Journal of Projective Techniques & Personality Assessment*, XXXII, 5, 1968, p. 475-478.
- Lemyre (Louise), Tessier (Réjean).– Measuring psychological stress. Concept, model, and measurement instrument in primary care research, *Canadian Family Physician*, XLIX, 9, 2003, p. 1159.
- Levis (Albert).– Conflict analysis the formal theory of behavior: A theory and its experimental validation, Manchester, Normative Publications, 1988.
- Lis, (Adriana), Magro (Tiziana), Rossi(Germano).– A comparison between the Zulliger Test (individually administered) and the Rorschach Test in children aged 6–11, *British Journal of Projective Psychology*, XXXV, 2, 1990, p. 35-48.
- Mahmood (Zahid).– The Zulliger Test: A diagnostic validation on a British sample, *British Journal of Projective Psychology & Personality Study*, XXVII, 2, 1982, p. 12-17.
- Mahmood (Zahid).– The Zulliger Test: Its past and future, *British Journal of Projective Psychology*, XXXV, 2, 1990, p. 2-16.
- Makwana (Samyak), Yagnik, (L. R.).– Rorschach ink blot test: A comparative study of cognitive mediation between patients with mood disorder, schizophrenia and normal participants, *Journal of Psychosocial Research*, IX, 2, 2014, p. 379.
- Manfredini (Vanessa).– Características sociodemográficas e de personalidade de adolescentes em processo de orientação profissional : a técnica de Zulliger como instrumento de análise, Thèse d'université, Pontificia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, 2012.
- McHugh (Mary L.).– Interrater reliability: The kappa statistic, *Biochemia medica*, XXII, 3, 2012, p.276-282.
- Miller (Leslie A.), Lovler (Robert L.).– Foundations of psychological testing: A practical approach, London, Sage, 2015.
- Patton (Jim H.), Stanford (Matthew S.).– Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale, *Journal of Clinical Psychology*, LI, 6, 1995, p. 768-774.
- Rorschach (Hermann).– Psychodiagnostik, Bern, Bircher, 1921.
- Rosenberg (Morris).– Rosenberg self-esteem scale (RSE), *Acceptance and commitment therapy. Measures package*, LXI, 1965, p. 52.

- Rotter (Julian B.), Rafferty (Janet E.).– The Rotter incomplete sentence blank: College form: Manual, New York, Psychological Corporation, 1950.
- Semeonoff (Boris).– An application of inter-person analysis in personality assessment, *British Journal of Projective Psychology*, *LIV*, 1, 1963, p. 71-81.
- Semeonoff (Boris).– The equivalence of Rorschach and Zulliger's test in a selection context, *British Journal of Projective Psychology & Personality Study*, *XIII*, 2, 1968, p. 11-12.
- Semeonoff (Boris).– The Zulliger Test in a selection context, *British Journal of Projective Psychology*, *XXXV*, 2, 1990, p. 28-34.
- Snyder (Mark).– Self-monitoring of expressive behavior, *Journal of Personality and Social Psychology*, *XXX*, 4, 1974, p. 526.
- Snyder (Mark).– Attribution and behavior: Social perception and social causation, *New directions in Attribution Research*, *I*, 1976, p. 53-72.
- Suhr (Julie A.).– Psychological assessment: A problem-solving approach, New York, Guilford Press, 2015.
- Tibon-Czopp (Shira), Weiner (Irving B.).– Rorschach assessment of adolescents: Theory, research, and practice, New York, Springer, 2016.
- Urbina (Susana).– Essentials of psychological testing, New York, John Wiley & Sons, 2014.
- Vallièrès (Evelyn F.), Vallerand (Robert J.).– Traduction et validation canadienne-française de l'échelle de l'estime de soi de Rosenberg, *International Journal of Psychology*, *XXV*, 2, 1990, p. 305-316.
- Van der Meulen (E. E. C.).– Vulgär deutungen bij de Z-Test in Indonesia, *Nederlandsch Tijdschrift voor Psychologie*, *XIV*, 1959, p. 218-231.
- Vaz (Cicero Emidio).– Zulliger : A técnica de Zulliger forma coletiva, São Paulo, Casa do Psicólogo, 1998.
- Vaz (Cicero Emidio).– Atividades profissionais, background cultural e interação social através da técnica de Zulliger forma coletiva, dans Vaz (E. C.) *Técnica de Zulliger : Forma coletiva : Sistema Klopfer : Pesquisas básicas no Brasil*, São Paulo, Casa do Psicólogo, 2000.
- Vaz (Cicero Emidio).– Z-Teste : Técnica de Zulliger : Forma coletiva (2a ed.), São Paulo, Casa do Psicólogo, 2002.
- Villemor-Amaral (Anna Elisa).– As pirâmides coloridas de Pfister, São Paulo, Centro Editor de Testes e Pesquisas em Psicologia, 2005.

- Villemor-Amaral (Anna Elisa), Cardoso (Lucila Moraes).– Validade convergente do Tipo de Vivência (EB) no Teste de Zulliger/SC, *Psico*, *XLIII*, 1, 2012.
- Villemor-Amaral (Anna Elisa), Lamounier (R.).– Evidence of convergent validity of the EB in the Rorschach and Zulliger, VII ERA Congress, Pádua, Italy, 2006.
- Villemor-Amaral (Anna Elisa), Machado (Maria Aparecida dos Santos).– O DEPI e demais indicadores de depressão no Zulliger no Sistema Compreensivo. Resumos, Anais V Encontro da Associação Brasileira de Rorschach e Métodos Projetivos, Ribeirão Preto, 2007.
- Villemor-Amaral (Anna Elisa), Machado (Maria Aparecida dos Santos).– Indicadores de depressão do Zulliger no Sistema Compreensivo (ZSC), *Paidéia*, *XXI*, 48, 2011, p.21-27.
- Villemor-Amaral (Anna Elisa), Machado (Maria Aparecida dos Santos), Noronha (Ana Paula Porto).– O Zulliger no sistema compreensivo : um estudo de fidedignidade, *Psicologia Ciência e Profissão*, *XXIX*, 4, 2009, p. 656-671.
- Villemor-Amaral (Anna Elisa), Pavan (Pâmela Malio Pardini), Tavella (Raquel Rossi), Cardoso (Lucila Moraes), Biasi (Fabiola Cristina).– Validity Evidence of the Z-Test-SC for Use With Children, *Paidéia (Ribeirão Preto)*, *XXVI*, 64, 2016, p. 199-206.
- Villemor-Amaral (Anna Elisa), Quirino (Giovana de Souza).– Estudo comparativo entre indicadores afetivos das técnicas de Pfister e Zulliger, *Avaliação Psicológica*, *XII*, 1, 2013, p. 1-7.
- Wallerstein (Nina B.), Duran (Bonnie).– Using community-based participatory research to address health disparities, *Health Promotion Practice*, *VII*, 3, 2006, p. 312-323.
- Wood (James M.), Nezworski (M. Teresa), Stejskal (William J.).– The Comprehensive System for the Rorschach: A critical examination, *Psychological Science*, *XII*, 1996a, p. 3-10.
- Wood (James M.), Nezworski (M. Teresa), Stejskal (William J.).– Thinking critically about the Comprehensive System for the Rorschach: A reply to Exner, *Psychological Science*, *XII*, 1996b, p. 14-17.
- Wood (James M.), Nezworski (M. Teresa), Stejskal (William J.).– The reliability of the Comprehensive System: A comment on Meyer (1997), *Psychological Assessment*, *IX*, 1997, p. 490-494.
- Zdunic (Angélica L.).– El Teste de Zulliger en la evaluación de personal : Aportes del Sistema Compreensivo de Exner, Argentina, Paidós, 1999.
- Zdunic (Angélica L.).– El Test de Zulliger Sistema Compreensivo en Selección de Personal : La influencia del contexto de administración, *Revista iberoamericana de diagnóstico y evaluación psicológica*, *XVI*, 2, 2003, p. 85-97.

Zulliger (Hans).– Der Diapositiv-Z-Test : drei Diapositive, Huber, 1948.

Zulliger, (Hans).– The Zulliger individual and group test, New York, International Universities Press, 1969.

Tableau 1

Liste des indices utilisés pour la cotation du Zulliger (Exner, 1996)

Symboles	Catégories	Symboles	Catégories
W	Réponse globale	Fd	Alimentation (Food)
D	Détail habituel	An	Anatomie
Dd	Détail inhabituel	Ay	Anthropologie
WS, DS, DdS	Détail blanc	Art	Art
F	Réponse Forme	Bt	Botanique
M	Mouvement Humain	Ex	Explosion
FM	Mouvement Animal	Fi	Feu (Fire)
m	Mouvement d'Objet Inanimé	Ge	Géographie
C	Couleur pure	Hh	Mobilier (Household)
Cn	Nomination de couleur	Cl	Nuages (Cloud)
C'	Couleur achromatique	Fd	Alimentation (Food)
T	Texture	An	Anatomie
V	Vista (profondeur)	Ay	Anthropologie
Y	Estompage	Art	Art
FD	Dimension-Formelle	Bt	Botanique
(2)	Réponses paire	Ex	Explosion
r	Reflet	Fi	Feu (Fire)
H	Humain Entier	Ge	Géographie
(H)	Humain Entier, Fictif ou Mythologique	Hh	Mobilier (Household)
Hd	Détail Humain	Ls	Paysage (Landscape)
(Hd)	Détail Humain, Fictif ou Mythologique	Bl	Sang (Blood)
Hx	Vécu Humain	Cg	Vêtement (Clothing)
A	Animal Entier	Na	Nature

Symboles	Catégories	Symboles	Catégories
(A)	Animal Entier, Fictif ou Mythologique	Xy	Radiographie (X-ray)
Ad	Détail Animal	Sc	Science
(Ad)	Détail Animal, Fictif ou Mythologique	Sx	Sexe
DQ	Qualité de développement	DV	Verbalisation Déviante
DQ+	Réponse de synthèse	DR	Réponse Déviante
DQo	Réponse ordinaire	INCOM	Combinaisons Incongrues
DQv/+	Réponse de synthèse	FABCOM	Combinaisons Fabulées
DQv	Réponse vague	CONTAM	Contaminations
Z	Score Z	ALOG	Logique inappropriée
GHR	Bonne représentation humaine (Good)	PSV	Persévération
PHR	Faible représentation humaine (Poor)	AB	Contenus abstraits
PER	Référence personnelle	AG	Mouvements agressifs
CP	Projection de couleur	COP	Mouvement de coopération
		MOR	Contenu morbide

Tableau 2

Statistiques descriptives aux instruments psychométriques ($n = 546$)

	Moyenne	Médiane	Écart-type	Étendue
Âge	23,2	21	7,3	18-66
BIS-11 (22 items)	46,2	45	8,1	30-72
MSP-9	39,1	39	12,2	9-67
BDI-II	9,9	8	7,9	0-40
CISS (sous-échelle coping orienté vers l'émotion)	43,5	43	9,5	16-72
RSS-10	33,5	34	5,1	15-40
SPS-36	47,2	42	13,5	30-112

Tableau 3

Corrélations entre les résultats obtenus aux échelles psychométriques et les variables associées au test de Zulliger

Variable	Couleur chromatique	Couleur achromatique	Mouvement inanimé	Morbide	Paires et reflets	Mouvement humain
BISTOTAL22	-0,015	0,028	0,014	0,074	-0,083	-0,052
BDITOTAL	0,031	0,038	0,025	0,075	-0,-033	-0,025
MSPTOTAL	0,063	0,064	-0,013	0,001	0,024	0,037
SPSTOTAL	0,006	0,006	0,032	0,078	-0,060	-0,028
RSSTOTAL	0,022	-0,014	0,001	-0,058	0,067	0,039
CISSTOTAL	0,057	0,026	-0,008	-0,019	0,078	0,062

* $p < 0,05$

Tableau 4

Mesure de l'accord inter-juge

kappa	Valeur	Signification
Localisation	0,97	< 0,001
Déterminant	0,90	< 0,001
Contenu1	0,99	< 0,001
Contenu2	0,94	< 0,001

Tableau 5

Statistiques descriptives pour le test de Zulliger ($n = 522$)
(voir Tableau 1 pour la liste des indices cotés)

Variable	Moyenne observée (moyenne suggérée par Zulliger, 1969)	Médiane	Écart-type	Étendue
Nombre de réponses	12,4 (10-17)	12	5,4	3-41
W	2,6 (2-4)	2	1,8	0-12
D	9,4 (5-8)	9	4,5	0-31
Dd	0,5 (1-2)	0	0,9	0-6
S	1,5 (1-2)	1	1,2	0-7
C	1,9 (1-2)	2	1,4	0-10
C'	0,1 (0-1)	0	0,5	0-9
C (total)	2	2	1,5	0-12
F	8,8	8	4,6	0-37
M	1,4 (2-3)	1	1,3	0-9
FM	0,6	0	0,9	0-5
m	0,1	0	0,3	0-2
H	3,6 (2-3)	3	2,3	0-14
A	5,6 (4-5)	5	2,8	0-18
MOR	0,2	0	0,6	0-9
AGp	0,4	0	0,8	0-9
AGa	0,4	0	0,7	0-9
AG (total)	0,8	0	1,1	0-9
COP	0,3	0	0,7	0-9
An	0,5 (0-1)	0	0,9	0-9
Bl	< 0,1	0	0,4	0-9
(2)	3,8	3	2,5	0-14
r	< 0,1	0	0,3	0-4
(2) + r	3,8	3,5	2,5	0-14
Art + Ay + Sc	1,3 (1-2)	1	1,2	0-6
Bt + Na + Ls	1,3 (0-1)	1	1,3	0-8
Fi	0,1	0	0,4	0-2

Discussion générale

La validation d'un instrument de mesure, qu'il soit projectif ou autre, est un processus continu, c'est-à-dire qu'il faut poursuivre l'accumulation de preuves de validité après les études de validation initiales (Furr, 2011; Urbina, 2014). Chaque étude est une étape supplémentaire permettant de cumuler de nouvelles informations sur les ramifications propres à un instrument en particulier. Chaque aspect nouveau ajoute des connaissances, que ce soit par rapport au contexte d'administration, au type de clientèle, aux caractéristiques personnelles propres aux participants, aux objectifs généraux ou particuliers de la recherche, à la modification des consignes d'administration ou de cotation, à la façon d'interpréter les résultats et de les mettre en perspective, et à plusieurs autres nuances (Furr & Bacharach, 2013). Un instrument d'évaluation psychologique, et plus précisément un instrument projectif, doit sans cesse être réévalué, remis en question, et s'adapter aux changements, qu'ils soient générationnels, culturels, langagiers ou autres, et il est du devoir de la communauté scientifique de s'assurer de son adaptation à de nouvelles réalités (Kaplan & Saccuzzo, 2012). Ainsi, même si un instrument se révèle être d'une grande utilité clinique et présenter un certain consensus au sein de la communauté, il est essentiel de continuer à le mettre à jour, ne serait-ce que pour ajuster ses normes ou la formulation des items (Urbina, 2014).

La présente thèse se veut être une première étape de ce processus continu dans la direction de la validation du test de Zulliger au Québec. Sans être un instrument parfait,

il dénote un potentiel intéressant pour diverses sphères de la psychologie contemporaine. L'absence d'instruments projectifs à administration collective et le manque de littérature nord-américaine sur le test de Zulliger furent des éléments clés justifiant l'élaboration d'un projet de thèse sur le sujet. Pour débiter, un retour sur l'histoire de la création du test de Zulliger fut effectué, en abordant entre autres les parcours de Hermann Rorschach et de Hans Zulliger. La présentation de l'instrument, de son administration et de ses différents systèmes de cotation furent mentionnés dans l'optique de faire connaître un peu plus cet instrument, et de le rendre plus concret pour les lecteurs néophytes.

Retour sur les objectifs de recherche

L'objectif général était donc de contribuer à l'essor de la validation du test de Zulliger. Les deux objectifs principaux, sur lesquels portaient les deux articles présentés, étaient respectivement de 1) explorer la pertinence de l'utilisation du test de Zulliger au Québec en faisant une recension de la littérature; et 2) démontrer certaines qualités psychométriques du test de Zulliger afin de débiter le processus de validation de cet instrument en utilisant des données empiriques.

En ce qui concerne le premier objectif, la recension de la littérature a offert plusieurs informations nuancées sur le test de Zulliger. Tout d'abord, de nos jours, la prévalence de l'utilisation de cet instrument en Amérique du Sud fut constatée. Ainsi, ce test, malgré sa création datant des années quarante, est connu et utilisé ailleurs dans le

monde. Plusieurs études ont été consultées, pour voir les contextes d'utilisation pertinents pour cet instrument, de même que les principales conclusions des auteurs quant à ses qualités et ses limites. Les points positifs ressortant souvent dans la littérature furent les suivants : 1) sa simplicité et sa rapidité; l'administration dure environ 15 minutes, les consignes sont simples et peu nombreuses, la cotation s'effectue généralement sans trop de problèmes, les évaluateurs peuvent être formés rapidement; 2) son caractère économique : l'administration collective, jumelée à la courte durée d'administration, font en sorte qu'il est possible d'obtenir beaucoup d'information en peu de temps, et aussi à faible coût, ce qui peut s'avérer particulièrement intéressant dans le cadre de recherche sur de grands groupes d'individus ou de comparaison entre groupes; 3) la profondeur de l'analyse : le profil psychologique dressé est nuancé et complet, ressemblant à celui obtenu au Rorschach, mais présentant néanmoins moins d'information vu le nombre de planches restreint et certaines caractéristiques propres aux modifications des consignes dans l'administration collective; ainsi, à titre d'instrument projectif, il permet d'explorer la psyché d'un individu sous un autre angle que les mesures autorapportées traditionnelles; et 4) sa polyvalence : il peut être utilisé dans divers contextes, notamment en sélection de personnel, en orientation professionnelle, en psychologie scolaire et en dépistage de troubles psychopathologiques. Néanmoins, il est conseillé de l'utiliser à titre de complément d'information, par exemple de pair avec d'autres instruments psychométriques (Villemor-Amaral, 2005; Villemor-Amaral & Primi, 2009). Le test de Zulliger ne peut être considéré comme pouvant remplacer une batterie de tests, mais devrait plutôt être

un instrument au sein d'une batterie de tests pour évaluer les sujets avec le regard des méthodes projectives (Mahmood, 1990). Pour résumer, à la lumière des études consultées dans cette recension, il semble pertinent d'aller de l'avant avec la validation du test de Zulliger, en gardant à l'esprit ses caractéristiques particulières, pouvant se révéler à la fois être des avantages ou des désavantages en fonction du contexte et des buts recherchés.

Pour ce qui est du deuxième objectif principal, soit de débiter la validation du test de Zulliger, une approche quantitative a été retenue. De nombreux indices ont été mesurés pour évaluer divers critères psychométriques. Cet objectif contenait trois sous-objectifs, soit 1) évaluer la fidélité inter-juge; 2) évaluer la validité de l'instrument; et 3) créer des normes québécoises pour une population non clinique.

La fidélité inter-juge s'avéra être un point fort pour le test de Zulliger, puisque les indices d'accord entre les juges furent très élevés. Que ce soit pour juger des localisations, des déterminants ou des contenus, les juges ont présenté des niveaux d'accord très satisfaisants. Les coefficients d'accord inter-juge ont varié de 0,94 à 0,99, à l'exception du coefficient évaluant les déterminants, qui était le plus faible à 0,90. Ce dernier résultat s'explique en grande partie par l'absence d'enquête dans l'administration collective du test de Zulliger. Ces résultats laissent présager qu'avec une courte formation et des directives claires, des évaluateurs ayant une certaine expérience avec le Système intégré d'Exner sont en mesure de coter des protocoles du test de Zulliger avec

une concordance relativement élevée. Cela est important précisément dans le domaine des méthodes projectives, puisqu'il y a souvent place à une part d'interprétation. Malgré l'absence d'enquête dans la version collective, les évaluateurs ont, dans la très grande majorité des cas, coté les différents indices de la même manière. Ce haut niveau d'accord inter-juge laisse présager un bel avenir pour le test de Zulliger en ce qui a trait à l'homogénéité des cotations des évaluateurs entre les études utilisant cet instrument (Villemor-Amaral, Machado, & Noronha, 2009).

Pour évaluer la validité de construit de l'instrument, la méthode retenue fut l'analyse corrélationnelle, dans le but d'étudier les liens existants entre certains indices du test de Zulliger et les résultats obtenus à des échelles psychométriques évaluant des concepts théoriquement similaires. Cette approche n'a pas permis de démontrer de liens unissant un indice, théoriquement lié à un concept en particulier, au score obtenu à une échelle psychométrique mesurant précisément un concept similaire. Les résultats obtenus sont ainsi en désaccord avec nos hypothèses initiales. En effet, l'ensemble des corrélations étudiées furent très faibles et non significatives, variant de -0,013 à 0,078. Plusieurs pistes peuvent expliquer ou du moins nuancer l'absence de corrélation significative. Premièrement, le choix des indices retenus au test de Zulliger : certains présentaient des scores moyens très bas, frôlant le zéro, rendant difficile l'interprétation des corrélations; ces scores peuvent s'expliquer de par la difficulté de cotation liée à l'absence d'enquête dans l'administration collective, mais pourraient également s'expliquer par l'absence de certains traits ou caractéristiques liés à des pathologies chez

notre échantillon non clinique. Deuxièmement, le choix des instruments psychométriques : certains tests utilisés sont destinés à des sujets cliniques, comme le BDI-II (dépression) et le SPS-36 (risque suicidaire). Dans le cas de ces deux instruments en particulier, les distributions étaient particulièrement asymétriques, notre échantillon de sujets non cliniques ne présentant que rarement des scores élevés à ces échelles. Ainsi, le choix de ces instruments pour étudier une population « normale » d'étudiants universitaires peut être remis en question. D'autres explications, de même que des pistes de solutions, seront présentées plus loin.

Pour proposer des normes, une analyse descriptive a permis de fournir un profil type des scores d'un participant issu d'une population non clinique pour plusieurs indices du test de Zulliger. L'échantillon, constitué de 546 participants, a permis de fournir diverses mesures de tendances centrales et de dispersion pour de nombreux indices, en s'appuyant sur des analyses descriptives. Pour les indices comparés avec les données initiales de Zulliger (1948), les résultats observés sont généralement en concordance, signifiant que le profil type semble être stable dans le temps, et minimisant l'impact de l'avancement social et culturel sur les résultats du test. Certaines divergences provenant du système de cotation utilisé dans la présente étude ont cependant empêché une comparaison de l'ensemble des indices de l'instrument; en effet, Zulliger avait utilisé son propre système de cotation, tandis que la présente étude a utilisé le Système intégré.

Limites de l'étude

Certaines limites sont présentes dans cette étude. Premièrement, l'échantillon utilisé, quoique de grande taille, avait un caractère homogène, puisqu'il était constitué d'étudiants universitaires. Pour les besoins de l'étude, cet échantillon fut considéré comme un échantillon représentatif de la population normale non clinique. Or, certaines caractéristiques propres aux étudiants universitaires, en premier lieu le niveau d'éducation, les différencient de la population normale. Cependant, ils furent tout de même considérés comme une population non clinique, et c'est d'ailleurs pourquoi ce terme fut utilisé tout au long de l'étude. Une distribution asymétrique pour l'estime de soi fut observée, exprimant une estime de soi moyenne généralement élevée pour l'échantillon à l'étude. Il peut s'agir là d'un impact des caractéristiques propre à l'échantillon utilisé. Aussi, comme une grande partie de l'échantillon provenant de domaines d'études où la majorité des étudiants sont des femmes, plus des trois quarts de notre échantillon fut féminin. Il est difficile d'évaluer l'impact que cela a pu avoir sur les résultats. Il aurait été préférable d'avoir la parité pour réduire les risques de biais. Enfin, de par le caractère non clinique de notre échantillon, les scores moyens à des instruments destinés à des sujets cliniques furent nécessairement bas, notamment ceux évaluant la dépression et le risque suicidaire. Une prévalence similaire à celle observée dans la population normale fut notée, mais cela a sans doute eu un impact négatif sur les analyses utilisées. La même réalité s'applique à la mesure de certains indices du test de Zulliger. Ainsi, il est difficile d'évaluer si un indice est réellement lié à un concept, puisque seul un très petit nombre de participants a obtenu un score élevé aux échelles de

dépression et de risque suicidaire. Il faut cependant expliquer le choix d'un tel échantillon, puisqu'il présente les défauts précédemment mentionnés. La première raison de ce choix est qu'il s'agit d'un échantillon de convenance; il peut s'avérer difficile de recruter un aussi grand nombre de participants sans faire appel au milieu universitaire. D'autres méthodes de recrutement avaient été proposées et des rencontres eurent lieu pour agrandir et diversifier l'échantillon, malheureusement sans succès. En effet, considérant la durée de l'administration, le nombre de participants nécessaires et l'absence de répercussion directe immédiate, il fut difficile de convaincre d'autres milieux de collaborer à l'étude.

Deuxièmement, les méthodes d'administration et de cotation du test de Zulliger présentent également certaines limites. D'une part, en absence d'enquête, la méthode retenue pour déterminer les localisations fut celle proposée par Zulliger, soit d'utiliser un cadran imaginaire et d'indiquer à quelle « heure » le participant voyait sa réponse. Cela fit en sorte qu'une certaine part d'interprétation fut présente lorsque vint le choix pour l'évaluateur de coter la localisation d'une réponse (Carpio & Lugón, 2011). Il est possible que certaines réponses n'aient pas été cotées exactement à l'endroit choisi par le participant. D'autre part, et cela est en lien avec l'évaluation collective du test, l'absence d'enquête rend presque impossible la cotation de certains indices du Système intégré, comme la profondeur, l'estompage, ou encore certaines cotations spéciales (Fazendeiro, & Novo, 2012). Cela eut pour effet d'empêcher l'évaluation des constellations existantes dans ce système de cotation. Cette réalité limita le choix des indices qu'il était possible

d'associer aux échelles psychométriques. Par contre, comme le test de Zulliger n'a pas encore de valeurs définies pour ces constellations (Franco & Villemor-Amaral, 2012), contrairement au Rorschach, l'utilisation de constellations aurait pu compliquer la recherche actuelle. Il faudra néanmoins, dans le futur, poursuivre les recherches sur les valeurs des critères de chaque constellation pour le test de Zulliger.

Pistes de solution

Pour pallier aux limites de cette recherche, certaines pistes de solutions devraient être prises en compte pour les prochaines études. Concernant l'échantillon, il serait préférable d'utiliser un échantillon plus hétérogène; une prochaine étude pourrait notamment utiliser des participants provenant de différents milieux, et ayant des niveaux d'éducation différents. Un plus grand équilibre homme-femme serait également recommandé. Pour les recherches futures, il faudra administrer le test de Zulliger à des échantillons issus de populations cliniques différentes. Les données actuelles pouvant être utilisées, en général, à titre de données normatives en vue d'analyses comparatives. Un échantillon, par exemple, de sujets dépressifs, présenterait des scores plus élevés au test de dépression, et l'indice correspondant pourrait être évalué plus justement (Villemor-Amaral & Machado, 2011). Malgré les limites engendrées par l'échantillon utilisé, les données accumulées sont essentielles pour la suite, notamment en offrant un profil type pour une population non clinique (Nuñez et al., 2010). Dans le même ordre d'idée, il faudra s'assurer de mieux adapter le choix des instruments à la population visée. Le BDI-II serait en effet pertinent pour une population clinique, mais il faudra

trouver un autre instrument pour évaluer les traits dépressifs chez une population non clinique, notamment pour favoriser l'obtention d'une distribution normale des scores. Puisqu'il sera également pertinent de faire d'autres études sur des populations non cliniques moins homogènes, il faudra dans ce cas utiliser des instruments appropriés, qui ne seront pas destinés à diagnostiquer un trouble de santé mentale. Cela pourrait éviter l'obtention de scores moyens très faibles.

Une autre limite mentionnée fut la méthode d'administration du test. Pour minimiser les difficultés liées à la cotation des localisations des réponses, une recommandation pour les prochaines études est de fournir aux participants une feuille avec des versions miniatures des planches, et de leur demander d'encrer directement l'endroit où ils ont vu leurs réponses sur cette feuille. Cela permettrait une meilleure précision dans la cotation des localisations, sans entrer dans le risque de suggestion de réponse, si l'image était préalablement découpée en un nombre de zones prédéfinies. Dans le même ordre d'idée, afin de réduire la part d'interprétation pour la cotation des déterminants en absence d'enquête lors d'administration collective, une suggestion pour les futures études est de demander directement aux participants d'indiquer *À quoi?* ils ont vu leurs réponses, pour ainsi leur demander indirectement d'expliquer le déterminant utilisé. Cette directive aurait le potentiel de pallier partiellement aux répercussions engendrées par l'absence d'enquête dans l'administration collective. Il faudrait cependant être prudent dans la formulation de la consigne, puisqu'il y aurait ici un risque de suggérer une réponse ou un type de réponse, notamment si des exemples sont utilisés.

Si l'ensemble des indices du Système intégré pouvaient être cotés lors de l'administration collective, il serait possible par la suite d'évaluer et d'ajuster les constellations du Rorschach au test de Zulliger. Cela permettrait d'associer plusieurs indices à un même concept, et lèverait une des limites principales de la présente étude, soit l'indisponibilité de certains indices en administration collective. Pour l'exemple du concept de dépression, tel que mesuré par le BDI-II, l'indice Profondeur (V) pourrait également être vérifié. De futures recherches seront nécessaires pour le développement de critères adaptés de ces constellations au sein du test de Zulliger, et pour l'évaluation de la valeur prédictive de l'association linéaire de certains indices au test de Zulliger pour les scores obtenus à des échelles psychométriques.

Études futures

Parmi les pistes offertes pour de futures études, une comparaison entre le Rorschach et le test de Zulliger pourrait être effectuée dans le but de quantifier la similarité et la divergence des deux instruments. Les différences obtenues entre les deux instruments pourraient être vérifiées, et aussi à quel point le Rorschach fourni plus d'information que le Zulliger lors d'une évaluation psychologique. Cela pourrait permettre d'avoir une évaluation juste du rapport coût-bénéfices de ces instruments et de pouvoir faire les choix appropriés aux contextes d'administration et aux objectifs de recherche. Le test de Zulliger ne devrait pas être considéré uniquement comme une version abrégée du Rorschach, mais bien comme un instrument projectif à part entière. Cependant, comme ces deux tests sont basés sur la même théorie, et qu'ils peuvent être cotés selon le même

système de cotation, il faudrait explorer plus précisément les liens qui unissent ces instruments, et en quoi ils diffèrent l'un de l'autre.

Conclusion générale

Malgré les limites, cette première étude québécoise portant sur le test de Zulliger permet de participer à la diffusion de cet instrument. Il s'agit également d'un premier pas vers la validation de cet instrument, sur une population québécoise. Le test de Zulliger, de par ses qualités et son potentiel, devrait faire le sujet de futures recherches, puisqu'il permet d'obtenir une grande quantité d'informations sur un sujet, et ce, rapidement et assez simplement. Son manque de popularité pourrait jouer en sa faveur, puisque cela pourrait avoir un effet positif par rapport aux problèmes de tricherie dont sont victimes les tests plus populaires. Sa fidélité inter-juge fut très satisfaisante pour un test projectif, et correspond aux critères exigés dans le domaine. Les résultats présentés dans cette thèse auront également plusieurs utilités pour les recherches futures sur ce test, en servant notamment de données normatives pour les scores moyens aux différents indices pour une population non clinique.

Finalement, le test de Zulliger est un instrument qui, malgré que sa création remonte aux années quarante, se voit encore de nos jours utilisé dans certains pays. Ses avantages sont généralement reconnus dans la littérature scientifique, et les bénéfices qu'il semble pouvoir apporter font en sorte qu'il est pertinent de s'y intéresser. La présente recherche, malgré les limites qu'elle contient, vise à servir de fondement ou de référence pour les prochaines études sur cet instrument au Québec. De nombreux domaines de la psychologie pourraient utiliser cet instrument, en plus de sa propension à être ajouté à

des batteries de tests en recherche. De futures recherches seront cependant nécessaires pour nuancer certains aspects de cet instrument, et pour élargir les connaissances contextuelles de son application, en offrant une attention particulière aux échantillons utilisés et aux autres instruments ou critères de validation utilisés conjointement à celui-ci.

Bref, il importe de considérer la présente thèse comme étant les premiers pas d'une validation du test de Zulliger sur une population québécoise. Cela implique que les résultats issus de celle-ci contribuent au processus de validation, mais ne sont pas une fin en soi, puisque ce processus se doit d'être continu. Certains aspects mentionnés précédemment devront être étudiés plus amplement pour en venir à considérer l'utilisation de cet instrument en contexte clinique, scolaire ou organisationnel. Ainsi, alors que cet instrument est prometteur et largement utilisé en Amérique du Sud, de futures études s'avèreront cruciales pour le développement et l'adaptation de cet instrument au Québec, puisqu'il semble révéler un potentiel indéniable.

Références générales

- Alexander, F., Eisenstein, S., & Grotjahn, M. (1995). *Psychoanalytic pioneers*. New Jersey, NY: Transaction Publishers.
- Balbinotti, M. A. A., Benetti, C., & Terra, P. R. S. (2007). Translation and validation of the Graham-Harvey survey for the Brazilian context. *International Journal of Managerial Finance*, 3(1), 26-48.
- Baylé, F. J., Bourdel, M. C., Caci, H., Gorwood, P., Chignon, J. M., Ades, J., & Loo, H. (2000). Factor analysis of French translation of the Barratt impulsivity scale (BIS-10). *Canadian Journal of Psychiatry / Revue canadienne de psychiatrie*, 45(2), 156-165.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck depression inventory-II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Bourque, P., & Beaudette, D. (1982). Étude psychométrique du questionnaire de dépression de Beck auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires francophones. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 14(3), 211-218.
- Carpio, S. R., & Lugón, M. C. (2011). Validación del sistema comprehensivo de Exner en el test de Zulliger. *Persona*, 14, 145-158.
- Ceballos Vilches, L., & Solís Olivos, S. (2004). *Propuesta de parámetros referenciales para la utilización del test de Zulliger individual en selección de personal*. Santiago, Chile : Universidad de Chile.
- Chabert, C. (1998). Actualité de la névrose. *Psychologie clinique et projective*, 4, 23-33.
- Chabert, C. (2001). La psychanalyse au service de la psychologie projective. *Psychologie clinique et projective*, (1), 55-69.
- Chabert, C. (2012a). *La psychopathologie à l'épreuve du Rorschach* (3^e éd.). Paris : Dunod.
- Chabert, C. (2012b). *Le Rorschach en clinique adulte : Interprétation psychanalytique* (3^e éd.). Paris : Dunod.

- Cohen J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 37-46.
- Cull, J. G., & Gill, W. S. (1988). *Suicide Probability Scale (SPS)*. Los Angeles, CA: Western Psychological Services.
- Eble, S. J., Fernald, L. D., & Graziano, A. M. (1963). The comparability of quantitative Rorschach and Z-Test data. *Journal of Projective Techniques and Personality Assessment*, 27(2), 166-170.
- Ellenberger, H. F. (1954). The life and work of Hermann Rorschach (1884–1922). *Bulletin of the Menninger Clinic*, 18, 173-213.
- Endler, N. S., & Parker, J. D. (1990). Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(5), 844-854.
- Endler, N. S., & Parker, J. D. (1998). *CISS Inventaire de Coping pour Situations Stressantes*. Paris : Les Éditions du Centre de Psychologie Appliquée.
- Exner, J. (1996). *Le Rorschach : un système intégré*. Paris : Frison-Roche.
- Fazendeiro, H. M. M., & Novo, R. D. J. F. (2012). Versão coletiva do teste de Zulliger segundo o Sistema Compreensivo de Rorschach. *Avaliação Psicológica*, 11(3), 407-422.
- Ferreira, M. E. A., & Villemor-Amaral, A. E. (2005). O teste de Zulliger e avaliação de desempenho. *Paidéia : Cadernos de Psicologia e Educação*, 15(32), 367-376.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. London: Sage.
- Franco, R. D. R. C., & Villemor-Amaral, A. E. (2012). Validade incremental do Zulliger e do Pfister no contexto da toxicomania. *Psico USF*, 17(1), 73-83.
- Furr, R. M. ((2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. London: Sage.
- Furr, R. M., & Bacharach, V. R. (2013). *Psychometrics: An introduction* (2^e éd.). London : Sage.
- Gauthier, J., Morin, C., Thériault, F., & Lawson, J. S. (1982). Adaptation française d'une mesure d'auto-évaluation de l'intensité de la dépression. *Revue québécoise de psychologie*, 3(2), 13-27.

- Gélinas, S., Balbinotti, M. A. A., & Labonté, S. H. (2015). Factor Analysis of French Translation of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11). *Saúde e Desenvolvimento Humano*, 3(2), 55.
- Grazziotin, J. B., & Scortegagna, S. A. (2012). Zulliger e habilidade social: evidências de validade no contexto empresarial. *Psicologia : Reflexão e Crítica*, 25(1), 69-78.
- Hogan, T. P. (2013). *Psychological testing: A practical introduction*. New York, NY: Wiley Global Education.
- Husain, O. (1994). Les déterminants de la verbalisation aux techniques projectives : de l'inconscient au consensus en passant par le test. *Bulletin de psychologie*, 47(416), 462-455.
- Husain, O. (1996). Structure de fonctionnement d'un penser sans « je » : à propos du penser psychotique aux techniques projectives. *Psychologie clinique et projective*, 2, 219-244.
- Husain, O. (2015). From persecution to depression: A case of chronic depression—Associating the Rorschach, the TAT, and Winnicott. *Journal of Personality Assessment*, 97(3), 230-240.
- Kaplan, R., & Saccuzzo, D. (2012). *Psychological testing: Principles, applications, and issues*. Boston: Cengage Learning.
- Klimoski, R. J., & Zukin, L. B. (2003). Psychological assessment in industrial/organizational settings. Dans *Handbook of psychology* (pp. 317-343). New York, NY: John Wiley & Sons.
- Klopfer, B., Kelley, D. M., & Davidson, H. H. (1942). *The Rorschach technique: A manual for a projective method of personality diagnosis*. Chicago, IL: World Book Co.
- Labelle, R., Daigle, M. S., Pronovost, J., & Marcotte, D. (1998). Étude psychométrique d'une version française du Suicide Probability Scale auprès de trois populations distinctes. *Psychologie et psychométrie*, 19(1), 5-26.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York, NY : Springer publishing company.
- Lemyre, L., & Tessier, R. (2003). Measuring psychological stress. Concept, model, and measurement instrument in primary care research. *Canadian Family Physician*, 49(9), 1159-1160.

- Likert, R. (1932). *A technique for the measurement of attitudes*. New York, NY: The Sicence Press.
- Lilienfeld, S. O., Wood, J. M., & Garb, H. N. (2000). The scientific status of projective techniques. *Psychological Science in the Public Interest*, 1(2), 27-66.
- Lis, A., Magro, T., & Rossi, G. (1990). A comparison between the Zulliger Test (individually administered) and the Rorschach Test in children aged 6–11. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 35-48.
- Maguire, T. O., & Rogers, W. T. (1989). Proposed solutions for nonrandomness in educational research. *Canadian Journal of Education / Revue canadienne de l'éducation*, 14(2), 170-181.
- Mahmood, Z. (1982). The Zulliger Test: A diagnostic validation on a British sample. *British Journal of Projective Psychology & Personality Study*, 27(2), 12-17.
- Mahmood, Z. (1990). The Zulliger Test: Its past and future. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 2-16.
- Manfredini, V. (2012). *Características sociodemográficas e de personalidade de adolescentes em processo de orientação profissional : a técnica de Zulliger como instrumento de análise* (Doctoral dissertation).
- Mattlar, C.-E., & Sandahl, C. (1990). Methodological issues associated with the application of the comprehensive system when analysing the Zulliger, and the structural resemblance between the Zulliger and the Rorschach. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 17-27.
- Milhaud-Cappe, D. (2007). *Freud et le mouvement de pédagogie psychanalytique : 1908-1937 : A. Aichhorn, H. Zulliger, O. Pfister*. Vrin.
- Miller, L. A., & Lovler, R. L. (2015). *Foundations of psychological testing: A practical approach*. London: Sage Publications.
- Montes, R. M., & Vaz, C. E. (2003). Condições afetivo-emocionais em Mulheres com síndrome pré-menstrual através do Z-teste e do IDATE. *Psicologia. Teoria e pesquisa*, 19(3), 261-267.
- Nuñez, A. M., Lara, G., Guzmán, L., Gürtner, G., & Díaz Kuaik, I. (2010). Test de Zulliger : datos normativos de determinantes en una muestra de jóvenes entre 20 y 30 años, residentes en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y sus alrededores. *Anuario de investigaciones*, 17, 179-184.

- Ones, D. S., Viswesvaran, C., & Reiss, A. D. (1996). Role of social desirability in personality testing for personnel selection: The red herring. *Journal of Applied Psychology, 81*(6), 660-679.
- O'Roark, A. M., & Exner, J. E. (2013). *History and directory: Society for Personality Assessment fiftieth anniversary*. New York, NY: Routledge.
- Patton, J. H., & Stanford, M. S. (1995). Factor structure of the Barratt impulsiveness scale. *Journal of Clinical Psychology, 51*(6), 768-774.
- Pearson, C., Janz, T., & Ali, J. (2013). *Mental and substance use disorders in Canada*. Canada: Statistics Canada.
- Pellini, M. C. A. (2008). Avaliação psicológica no campo da segurança pública e privada na atualidade. *Trabalho apresentado no V Encontro da Associação Brasileira de Rorschach e Métodos Projetivos, Ribeirão Preto, SP*.
- Pichot, P. (1984). Centenary of the birth of Hermann Rorschach. *Journal of Personality Assessment, 48*, 591-596.
- Rorschach, H. (1942). *Psychodiagnostics: A diagnostic test based on perception*. Berne, Switzerland: Hans Huber.
- Rosenberg, M. (1965). Rosenberg self-esteem scale (RSE). *Acceptance and commitment therapy. Measures package, 61*.
- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York, NY: Basic Books
- Rossel, F., Husain, O., & Merceron, C. (1986). Réflexions critiques concernant l'utilisation des techniques projectives. *Bulletin de psychologie, 39*(376), 721-728.
- Rossel, F., Husain, O., & Merceron, C. (2005). *Les phénomènes particuliers du Rorschach. Une relecture pointilliste*. Lausanne : Payot.
- Rossel, F., Husain, O., Merceron, C., & Fayet, R. (2001). Projective techniques: Reflections on education and training. *Bulletin de psychologie, 54*(5), 481-486.
- Rossel, F., & Merceron, C. (1994) Usages et formes de l'hypothétique : un aspect du discours dans les tests projectifs. *Bulletin de psychologie, 47*(416), 450-456.
- Semeonoff, B. (1968). The equivalence of Rorschach and Zulliger's test in a selection context. *British Journal of Projective Psychology & Personality Study, 13*(2), 11-12.

- Semeonoff, B. (1990). The Zulliger Test in a selection context. *British Journal of Projective Psychology*, 35(2), 28-34.
- Suhr, J. A. (2015). *Psychological assessment: A problem-solving approach*. New York, NY: Guilford Press.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson/Allyn & Bacon.
- Urbina, S. (2014). *Essentials of psychological testing*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Vallières, E. F., & Vallerand, R. J. (1990). Traduction et validation canadienne-française de l'échelle de l'estime de soi de Rosenberg. *International Journal of Psychology*, 25(2), 305-316.
- Vaz, C. E. (2002). *Z-Teste : Técnica de Zulliger : Forma coletiva* (2a ed.). São Paulo : Casa do Psicólogo.
- Villemor-Amaral, A. E. (2005). *As pirâmides coloridas de Pfister*. São Paulo, SP : Centro Editor de Testes e Pesquisas em Psicologia.
- Villemor-Amaral, A. E., & Lamounier, R. (2006). Evidence of convergent validity of the EB in the Rorschach and Zulliger. *Paper presented at the VII ERA Congress, Pádua, Italy*.
- Villemor-Amaral, A. E., & Machado, M. A. S. (2007). O DEPI e demais indicadores de depressão no Zulliger no Sistema Compreensivo. Resumos. *V Encontro da Associação Brasileira de Rorschach e Métodos Projetivos (Org.), Anais V Encontro da Associação Brasileira de Rorschach e Métodos Projetivos*, 61.
- Villemor-Amaral, A. E., & Machado, M. A. S. (2011). Indicadores de depressão do Zulliger no Sistema Compreensivo (ZSC). *Paidéia*, 21(48), 21-27.
- Villemor-Amaral, A. E., Machado, M. A. S., & Noronha, A. P. P. (2009). O Zulliger no sistema compreensivo : um estudo de fidedignidade. *Psicologia Ciência e Profissão*, XXIX, 4, 656-671.
- Villemor-Amaral, A. E., & Primi, R. (2009). *Manual de codificação e interpretação do Zulliger no sistema compreensivo*. São Paulo : Casa do Psicólogo.
- Whittington, D. (1998). Administering contingent valuation surveys in developing countries. *World development*, 26(1), 21-30.

- Zdunic, A. L. (1999). *El Teste de Zulliger en la evaluación de personal : Aportes del Sistema Comprehensivo de Exner*. Argentina : Paidós.
- Zdunic, A. L. (2003). El Test de Zulliger Sistema Comprehensivo en Selección de Personal : La influencia del contexto de administración. *Revista iberoamericana de diagnóstico y evaluación psicológica*, 16(2), 85-97.
- Zulliger, H. (1923). *Aus dem unbewussten seelenleben unserer schuljugend*. E. Bircher.
- Zulliger, H. (1930). *La psychanalyse à l'école*. Paris : Flammarion.
- Zulliger, H. (1931). Adler, Freud und der Schullehrer. *Schweizerische Erziehungs-Rundschau* 1931, 7-8.
- Zulliger, H. (1948). *Der Diapositiv-Z-Test : drei Diapositive*. Huber.
- Zulliger, H. (1956). Complexe d'abandon im Tafeln-Z-Test. *Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie*, 5, 114-119.
- Zulliger, H. (1969). *The Zulliger individual and group test*. New York, NY: International Universities Press.

Appendice A

Rapport psychométrique sur le *Barratt's Impulsiveness Scale 11* (version française)

Barratt's Impulsivity Scale (BIS-11)

1. Question centrale pour guider l'analyse factorielle exploratoire :

Combien de facteurs sont nécessaires pour donner une représentation juste et parcimonieuse des données? Pour répondre à cette question, on va diviser l'analyse en deux étapes. La première étape consiste en l'extraction des facteurs. La deuxième étape est la rotation des facteurs.

1.1 Pour l'étape de « rotation de facteurs » :

Les résultats pertinents pour l'étape de « rotation de facteurs »

1.1.1 Tableau 1 : Statistiques descriptives

Statistiques descriptives			
	Moyenne	Ecart-type	n analyse
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	1.8242	.73836	546
BIS3 Je me décide rapidement	2.2527	.82742	546
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	1.7894	.75271	546
BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	1.8443	.75147	546
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	2.3590	.77772	546
BIS6 Mes pensées défilent très vite	2.8425	.80646	546
BIS9 Je me concentre facilement	2.3333	.85169	546
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	1.7564	.87640	546
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	2.8663	.81188	546
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	1.7674	.73878	546
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	2.0952	.75789	546
BIS4 Je suis insouciant	1.5000	.72757	546
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	2.3223	.99288	546
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	1.6886	.79340	546
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	2.2967	.80359	546
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	1.8040	.81052	546
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	2.2656	1.04442	546
BIS22 J'achète les choses sur un «coup de tête»	2.1154	.86706	546
BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne	1.3993	.69726	546
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	2.4945	.96402	546
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	1.8370	.76445	546
BIS29 J'aime les «casse-têtes»	2.7070	.98345	546

Ce tableau donne des informations quant à la « pertinence de garder (ou non) une variable dans la solution factorielle ». Il ne serait pas pertinent de garder une variable si elle n'avait pas de variabilité. Dans le cas à l'étude, on peut noter que toutes les variables présentent des écarts-types (qui varient entre 0,70 et 1,04), et alors, on peut assumer cette première indication de pertinence. De plus, on peut noter que les moyennes ont varié de 1,40 à 2,87, ce qui signifie qu'il n'y a pas d'item qui se rapproche énormément des extrêmes de l'échelle de mesure (1 ou 4). Aussi, on peut noter qu'il n'y a pas de valeur d'écart-type plus grand que la moitié de la valeur de la moyenne : cela peut indiquer que la moyenne peut être considérée comme une valeur valide de tendance centrale. Finalement, on remarque que la valeur de l'écart-type, quand multipliée par elle-même, ne dépasse pas la valeur de la moyenne; cela peut être un indicateur que la variabilité des items est restreinte (Field, 2013).

1.1.2 Tableau 2 : Matrice des corrélations

Le tableau 2 suivant donne des informations pertinentes à l'« adéquation de la solution factorielle globale ». On ne s'attend pas d'avoir de corrélations négatives importantes entre les items. Dans le cas à l'étude, on peut noter qu'il y a des corrélations négatives entre les items de cette version québécoise du BIS-II, mais que celles-ci ne sont pas importantes ($r \leq -0,09$) et sont entre les items de dimensions différentes; et alors, on peut assumer cette première indication d'adéquation. De plus, on peut conclure que la moyenne des corrélations inter-items ($|0,002| \leq r \leq |0,54|$) de l'instrument (22 items) est faible ($r_{(544)} = 0,17$), mais positive et significative ($p < 0,05$). Les corrélations particulièrement faibles (négatives ou positives) et non significatives sont celles entre les items de dimensions différentes (ce qui est acceptable, car la moyenne des corrélations inter-items est positive). Les corrélations entre les items de la première dimension (items : 2, 3, 14, 17, et 19) varient entre 0,18 et 0,54, avec une moyenne de 0,35. Les corrélations entre les items de la deuxième dimension (items : 6, 9, 11, 26 et 28) varient entre 0,16 et 0,48, avec une moyenne de 0,26. Les corrélations entre les items de la troisième dimension (items : 1, 4, 7, 13, 27 et 30) varient entre 0,13 et 0,36, avec une moyenne de 0,26. Les corrélations entre les items de la quatrième dimension (items : 10, 22 et 25) varient entre 0,27 et 0,48, avec une moyenne de 0,36. Les corrélations entre les items de la cinquième dimension (items : 15, 18 et 29) varient entre 0,35 et 0,50, avec une moyenne de 0,41. Tous ces résultats sont favorables, car les corrélations des moyennes intradimension obtenues sont toutes modérées, positives et significatives ($p < 0,05$), indiquant ne pas avoir des problèmes de bicolinéarité (corrélation inter-items trop forte). Finalement, ce tableau présente aussi le résultat du « Déterminant de la matrice de corrélation ». Ce résultat, d'une part, quand plus grand que 0,00001 peut être considéré comme un indicateur partiel de l'absence de multicollinéarité entre les données (Tabachnick & Fidell, 2012); et, d'autre part (peut-être même le plus important), permet de savoir si la matrice de corrélation est de rang plein (« *full rank* »), ce qui signifie, en d'autres termes, s'il y a un ensemble complet de valeurs propres (« *eigenvalues* ») positives (c.-à-d. matrice définie positivement). Dans le cas à l'étude, on peut noter que le résultat obtenu ($|R| = 0,007$) n'est pas plus petit que la limite proposée théoriquement et ne représente pas une combinaison linéaire parfaite entre quelques variables (items avec une combinaison linéaire parfaite entre eux). Ainsi, on peut estimer qu'il n'y a pas de problème de multicollinéarité aux données à l'étude, d'une part, et que tous les items rajoutent des informations supplémentaires (nouvelles) au-delà de celles fournies par toutes les autres variables (« *matrix positive definite* » = tous les « *eigenvalues* » sont positives) (Tabachnick & Fidell, 2012).

1.1.3 Tableau 3 : Matrice des corrélations inverse

Le tableau 3 suivant donne des informations pertinentes à l'« adéquation de la solution factorielle globale ». Par contre, cette matrice (R^{-1}) n'est pas directement interprétable. Elle est plutôt utilisée pour qu'on puisse calculer les saturations factorielles. Cependant, il y a des résultats intéressants qui peuvent être observés : (1) la diagonale doit présenter les valeurs les plus élevées (considérant sa colonne), indépendamment du signal; (2) les valeurs de la diagonale doivent être plus grandes que 1,0; et (3) les valeurs de la diagonale doivent être toujours positives. Puisqu'il a été possible d'inverser la matrice (car les résultats sont apparus), on peut conclure que toutes les variables rajoutent de l'information nouvelle, au-delà de celle fournie par les autres variables (ce tableau apparaît seulement si la matrice est positivement définie).

Tableau 2

		BIS2	BIS3	BIS14	BIS17	BIS19	BIS6	BIS9	BIS11	BIS26	BIS28	BIS1	BIS4	BIS7	BIS13	BIS27	BIS30	BIS10	BIS22	BIS25	BIS15	BIS18	BIS29
Corrélation	BIS2	1.000	.235	.452	.543	.439	.178	.184	.254	.092	.244	.371	.400	.315	.166	.218	.209	.265	.324	.204	.128	.261	.106
	BIS3	.235	1.000	.177	.265	.286	.148	-.003	.070	-.092	.138	.114	.137	.191	.008	.149	.025	.069	.115	.070	.048	.068	-.013
	BIS14	.452	.177	1.000	.425	.308	.211	.207	.336	.143	.248	.225	.293	.214	.120	.078	.122	.137	.223	.091	.146	.240	.194
	BIS17	.543	.265	.425	1.000	.413	.208	.147	.193	.128	.259	.235	.334	.230	.263	.080	.176	.310	.413	.224	.119	.173	.112
	BIS19	.439	.286	.308	.413	1.000	.237	.138	.217	.149	.216	.210	.321	.190	.158	.223	.150	.131	.183	.107	.032	.123	.085
	BIS6	.178	.148	.211	.208	.237	1.000	.159	.205	.355	.172	.049	.125	.015	.064	.007	-.022	.106	.191	.102	-.098	.030	-.003
	BIS9	.184	-.003	.207	.147	.138	.159	1.000	.234	.240	.313	.226	.234	.168	.165	-.011	.177	.218	.179	.084	.208	.250	.176
	BIS11	.254	.070	.336	.193	.217	.205	.234	1.000	.181	.482	.154	.185	.040	.004	.082	.126	.121	.105	.084	.084	.178	.151
	BIS26	.092	-.092	.143	.128	.149	.355	.240	.181	1.000	.217	.071	.157	.013	.041	.019	-.015	.087	.186	.114	.054	.107	.038
	BIS28	.244	.138	.248	.259	.216	.172	.313	.482	.217	1.000	.141	.210	.072	.089	.101	.132	.156	.142	.077	.224	.261	.227
	BIS1	.371	.114	.225	.235	.210	.049	.226	.154	.071	.141	1.000	.336	.310	.268	.140	.320	.200	.123	.088	.119	.233	.153
	BIS4	.400	.137	.283	.334	.321	.125	.234	.185	.157	.210	.336	1.000	.300	.216	.179	.297	.216	.199	.156	.026	.117	.069
	BIS7	.315	.191	.214	.230	.190	.015	.188	.040	.013	.072	.310	.300	1.000	.230	.209	.282	.238	.125	.134	.048	.031	.014
	BIS13	.166	.008	.120	.283	.158	.064	.185	.004	.041	.089	.268	.216	.230	1.000	.134	.384	.268	.132	.116	.039	.043	.066
	BIS27	.218	.149	.076	.080	.223	.007	-.011	.082	.019	.101	.140	.179	.209	.134	1.000	.343	.114	.014	.037	.026	.043	-.045
	BIS30	.260	.025	.122	.176	.150	-.022	.177	.126	-.015	.132	.320	.297	.282	.364	.343	1.000	.257	.058	.116	.122	.141	.160
	BIS10	.265	.069	.137	.310	.131	.106	.218	.121	.087	.156	.200	.216	.238	.268	.114	.267	1.000	.343	.476	.066	.061	.008
	BIS22	.324	.115	.223	.413	.183	.191	.179	.105	.186	.142	.123	.199	.125	.132	.014	.058	.343	1.000	.267	.120	.145	.044
	BIS25	.204	.070	.091	.224	.107	.102	.094	.084	.114	.077	.088	.158	.134	.118	.037	.119	.476	.267	1.000	-.002	.022	.016
	BIS15	.128	.048	.146	.119	.032	-.058	.208	.084	.054	.224	.119	.026	.048	.038	.026	.122	.066	.120	-.002	1.000	.503	.391
	BIS18	.261	.068	.240	.173	.123	.030	.250	.176	.107	.261	.233	.117	.031	.043	.043	.141	.061	.145	.022	.503	1.000	.349
	BIS29	.106	-.013	.194	.112	.085	-.003	.176	.151	.038	.227	.153	.069	.014	.066	-.045	.160	.008	.044	.016	.391	.349	1.000
Signification (unilatérale)	BIS2		.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.315	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.001	.000	.007
	BIS3			.000	.000	.000	.000	.476	.051	.016	.001	.004	.001	.000	.423	.000	.282	.054	.004	.052	.133	.056	.385
	BIS14		.000		.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.002	.038	.002	.001	.060	.017	.000	.000	.000
	BIS17		.000	.000		.000	.000	.000	.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.031	.000	.000	.000	.000	.003	.000	.004
	BIS19		.000	.000	.000		.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.001	.000	.000	.006	.228	.002	.024
	BIS6		.000	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.000	.128	.002	.360	.088	.434	.304	.006	.000	.008	.011	.244	.474
	BIS9		.000	.476	.000	.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.401	.000	.000	.000	.014	.000	.000	.000
	BIS11		.000	.051	.000	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.000	.177	.461	.028	.002	.002	.007	.024	.025	.009	.000
	BIS26		.015	.016	.000	.001	.000	.000	.000		.000	.048	.000	.385	.172	.331	.365	.021	.000	.004	.103	.006	.187
	BIS28		.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000		.000	.000	.046	.019	.009	.001	.000	.000	.038	.000	.000	.000
	BIS1		.000	.004	.000	.000	.000	.128	.000	.000	.045	.000		.000	.000	.000	.001	.000	.000	.002	.020	.003	.000
	BIS4		.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.000	.000	.000	.271	.003	.053
	BIS7		.000	.000	.000	.000	.360	.000	.177	.385	.046	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.000	.002	.001	.132	.237
	BIS13		.000	.423	.002	.000	.000	.068	.000	.481	.172	.019	.000	.000	.000		.001	.000	.000	.001	.003	.184	.157
	BIS27		.000	.000	.038	.031	.000	.434	.401	.028	.331	.009	.001	.000	.000	.001		.000	.004	.372	.184	.274	.158
	BIS30		.000	.282	.002	.000	.000	.304	.000	.002	.385	.001	.000	.000	.000	.000	.000		.000	.009	.003	.002	.000
	BIS10		.000	.054	.001	.000	.001	.006	.000	.002	.621	.000	.000	.000	.000	.004	.000		.000	.000	.061	.077	.426
	BIS22		.000	.004	.000	.000	.000	.000	.000	.007	.500	.000	.002	.000	.002	.001	.372	.007	.000		.009	.002	.000
	BIS25		.000	.052	.017	.000	.006	.008	.014	.024	.004	.036	.020	.000	.001	.003	.184	.003	.000	.000		.480	.300
	BIS15		.001	.133	.000	.003	.228	.011	.000	.025	.103	.000	.003	.271	.132	.184	.274	.002	.061	.002	.480		.000
	BIS18		.000	.056	.000	.000	.002	.244	.000	.000	.008	.000	.000	.003	.237	.157	.158	.000	.077	.000	.309	.000	.000
	BIS29		.007	.385	.000	.004	.024	.474	.000	.000	.187	.000	.000	.053	.370	.061	.145	.009	.426	.152	.357	.000	.000

Determinant = .007

Tableau 3

Inverse de la matrice de corrélation																							
	BIS2	BIS3	BIS14	BIS17	BIS19	BIS6	BIS9	BIS11	BIS26	BIS28	BIS1	BIS4	BIS7	BIS13	BIS27	BIS30	BIS10	BIS22	BIS25	BIS15	BIS18	BIS29	
BIS2	1.960	.000	-.315	-.511	-.295	-.037	.028	-.136	.123	.007	-.289	-.208	-.182	.095	-.190	.081	-.047	-.153	-.092	.006	-.215	.060	
BIS3	.000	1.235	-.037	-.163	-.223	-.175	.073	.049	.251	-.128	-.051	-.012	-.159	.102	-.112	.095	.037	-.023	-.038	-.066	-.021	.077	
BIS14	-.315	-.037	1.450	-.290	-.055	-.119	-.063	-.087	-.030	-.031	-.004	-.104	-.106	.012	.028	.037	.053	-.011	.044	-.013	-.099	-.136	
BIS17	-.511	-.163	-.290	1.858	-.273	-.035	.130	.016	-.015	-.134	.047	-.092	-.001	-.237	.164	-.043	-.148	-.358	-.040	-.047	.029	-.016	
BIS19	-.295	-.223	-.055	-.273	1.468	-.125	-.023	-.085	-.089	-.009	-.001	-.149	.009	-.061	-.180	.016	.074	.036	.007	.066	.012	-.062	
BIS6	-.037	-.175	-.119	-.035	-.125	1.311	-.084	-.118	-.393	-.016	.045	.033	.080	-.052	.042	.049	-.026	-.087	-.004	.214	.004	.000	
BIS9	.028	.073	-.063	.130	-.023	-.084	1.326	-.086	-.159	-.212	-.091	-.118	-.116	-.076	.145	-.070	-.151	-.071	.042	-.111	-.128	-.031	
BIS11	-.136	.049	-.087	.016	-.085	-.118	-.086	1.411	-.040	-.564	-.065	.024	.076	.146	-.009	-.096	-.026	.035	-.022	.080	-.021	-.044	
BIS26	.123	.251	-.030	-.015	-.089	-.393	-.159	-.040	1.301	-.136	-.036	-.112	.006	.021	-.061	.115	.052	-.120	-.093	-.057	-.040	.052	
BIS28	.007	-.128	-.031	-.134	-.009	-.016	-.212	-.584	-.136	1.527	.069	-.082	.049	-.036	-.076	.023	-.068	.039	.036	-.130	-.091	-.129	
BIS1	-.289	-.051	-.004	.047	-.001	.045	-.091	-.065	-.036	.069	1.391	-.181	-.184	-.171	.034	-.185	-.055	.041	.053	.042	-.172	-.077	
BIS4	-.208	-.012	-.104	-.092	-.149	.033	-.118	.024	-.112	-.082	-.181	1.425	-.135	-.025	-.028	-.203	.004	-.037	-.036	.108	.027	.019	
BIS7	-.182	-.159	-.106	-.001	.009	.080	-.116	.076	.006	.049	-.184	-.135	1.321	-.087	-.099	-.142	-.109	.019	-.018	-.035	.135	.044	
BIS13	.095	.102	.012	-.237	-.081	-.052	-.076	.146	.021	-.036	-.171	-.025	-.087	1.303	-.015	-.325	-.166	-.005	.031	.020	.056	-.013	
BIS27	-.190	-.112	.028	.164	-.180	.042	.145	-.009	-.061	-.076	.034	-.028	-.099	-.015	1.262	-.396	-.041	.043	.045	-.030	-.001	.136	
BIS30	.081	.095	.037	-.043	.016	.049	-.070	-.096	.115	.023	-.185	-.203	-.142	-.325	-.396	1.497	-.161	.065	-.025	-.037	-.054	-.154	
BIS10	-.047	.037	.053	-.148	.074	-.026	-.151	-.026	.052	-.068	-.055	.004	-.109	-.166	-.041	-.161	1.574	-.260	-.579	-.050	.060	.100	
BIS22	-.153	-.023	-.011	-.358	.036	-.087	-.071	.035	-.120	.039	.041	-.037	.019	-.005	.043	.085	-.260	1.371	-.120	-.090	-.049	.036	
BIS25	-.092	-.038	.044	-.040	.007	-.004	.042	-.022	-.093	.038	.053	-.038	-.018	.031	.045	-.025	-.579	-.120	1.342	.063	.016	-.047	
BIS15	.006	-.066	-.013	-.047	.066	.214	-.111	.080	-.057	-.130	.042	.108	-.035	.020	-.030	-.037	-.050	-.090	.063	1.527	-.591	-.356	
BIS18	-.215	-.021	-.099	.029	.012	.004	-.126	-.021	-.040	-.091	-.172	.027	.135	.056	-.001	-.054	.060	-.049	.016	-.591	1.544	-.183	
BIS29	.060	.077	-.136	-.016	-.062	.000	-.031	-.044	.052	-.129	-.077	.019	.044	-.013	.136	-.154	.100	.038	-.047	-.358	-.193	1.314	

1.1.4 Tableau 4 : Indice KMO et Test de Bartlett

Indice KMO et test de Bartlett		
Mesure de précision de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin.		.823
Test de sphéricité de Bartlett	Khi-deux approximé	2656.912
	ddl	231
	Signification de Bartlett	.000

$0,0 \leq \text{KMO} < 0,5$ – inacceptable $0,7 \leq \text{KMO} < 0,8$ - moyenne
 $0,5 \leq \text{KMO} < 0,6$ – misérable $0,6 \leq \text{KMO} < 0,7$ - médiocre
 $0,8 \leq \text{KMO} < 0,9$ – méritoire $0,9 \leq \text{KMO} \leq 1,0$ - merveilleuse
 (ref: SPSS professional statistics)

Ce tableau donne des informations pertinentes à l'« adéquation de la solution factorielle globale ». En ce qui a trait la statistique KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), elle mesure précisément l'adéquation de la solution factorielle en comparant la force des coefficients de corrélation observés en relation avec la force des coefficients de corrélation partielle (mesure de la force de l'association entre deux variables quand toutes les autres sont maintenues constantes). Si la somme des coefficients des corrélations partielles entre toutes les paires de variables est petite quand comparée avec les coefficients des corrélations observées, la mesure KMO sera près de 1. Le résultat peut varier de 0 à 1. Les valeurs les plus élevées sont attendues parce que cela signifie que la corrélation entre les paires de variables peut être expliquée par les autres variables. Si le résultat du KMO est plus petit que 0,5 il n'est pas indiqué de continuer à interpréter l'analyse factorielle, car l'adéquation de la solution factorielle globale est inacceptable. Dans le cas à l'étude, le résultat obtenu ($\text{KMO} = 0,82$) indique une adéquation *méritoire* de la solution factorielle.

En ce qui a trait à la statistique de sphéricité de Bartlett, elle est utilisée pour tester l'hypothèse que la matrice de corrélation est une matrice d'identité (toutes les valeurs de la diagonale de la matrice doivent être égales à 1 et toutes les valeurs hors de la diagonale doivent être égales à 0). On doit rejeter l'hypothèse nulle (selon laquelle toutes les corrélations seraient égales à zéro), car on veut démontrer qu'il y a des corrélations entre les variables (s'il n'y a pas des corrélations entre les items, ils ne font pas partie du même facteur!). Toutefois ce test semble très sensible au nombre de cas. Lorsque le nombre de cas est très grand, le test de sphéricité de Bartlett présente des résultats [presque] toujours significatifs. Alors, ces résultats sont particulièrement intéressants lorsqu'il y a moins de 5 cas (sujets) par variable (item). Dans le cas à l'étude, on peut noter qu'on a 24,8 cas (sujets) par variable (item), ce qui signifie que l'interprétation des résultats obtenus ($\chi^2_{B(231)} = 2656,91$; $p < 0,001$) n'est pas particulièrement pertinente.

1.1.5 Tableau 5 : Indice KMO de chaque variable (« anti-image corrélation »)

		Matrices anti-images																							
		B02	B03	B05A	B07	B010	B06	B09	B011	B05B	B020	B01	B04	B07	B015	B017	B030	B010	B022	B020	B015	B010	B020	B015	B010
Constante anti-images	B02	.510	.000	-.111	-.140	-.103	-.015	.011	-.049	.048	.002	-.108	-.078	-.070	.037	-.077	.025	-.015	-.007	.030	.002	-.071	.033	.003	
	B03	.000	.810	-.021	-.071	-.123	-.108	.045	.029	.150	-.088	-.030	-.007	-.067	.063	-.072	.051	.019	-.013	-.029	-.035	-.011	.048	.000	
	B05A	-.111	-.021	.890	-.106	-.036	-.083	-.033	-.043	-.018	-.014	-.002	-.040	-.055	.006	.015	.017	.023	-.085	.022	-.088	-.044	.073	.000	
	B07	-.140	-.071	-.106	.838	-.100	-.015	.003	.006	.047	.018	-.035	.000	-.098	.070	-.015	-.051	-.140	-.016	-.016	.010	-.096	.000	.000	
	B010	-.103	-.123	-.036	-.100	.881	-.085	-.012	-.041	-.048	-.004	-.001	-.071	.005	-.032	-.097	.007	.033	.019	.004	.039	.009	-.032	.000	
	B06	-.015	-.108	-.083	-.015	-.085	.763	.048	-.064	-.230	-.069	.025	.018	.046	-.030	.026	.028	-.013	-.046	-.002	.107	.002	.000	.000	
	B09	.011	.045	-.033	.003	-.012	-.048	.754	-.040	-.092	.105	-.049	-.002	-.066	-.044	.066	-.036	-.072	-.039	.024	-.005	-.002	.018	.000	
	B011	-.049	.029	-.043	.006	-.041	-.064	-.046	.709	-.022	-.262	-.033	.012	.041	.079	-.000	-.048	-.012	.019	-.012	.037	-.010	-.024	.000	
	B05B	.048	.150	-.088	-.030	-.046	-.230	-.062	-.022	.789	-.088	-.020	-.081	.093	.013	-.037	.059	.025	-.067	-.054	-.039	-.020	.031	.000	
	B020	.002	-.067	.006	-.014	-.047	-.004	-.005	-.105	-.282	-.069	.855	.033	-.036	.024	.018	-.039	.010	.020	.019	-.056	-.036	-.044	.000	
	B01	-.007	-.030	-.002	.018	-.001	.025	-.049	-.037	-.020	.033	.719	-.001	-.100	-.005	.019	-.069	-.020	.022	.029	.020	.080	-.042	.000	
	B04	-.075	.002	-.050	-.035	-.071	.018	-.082	.012	-.081	-.038	-.081	.702	-.071	.014	-.015	-.095	.082	-.019	-.030	.050	.012	.010	.000	
	B07	-.070	-.067	-.055	.000	.005	.045	-.068	.041	.003	.024	-.100	-.071	.757	-.050	-.068	-.072	-.052	.010	-.010	-.017	.066	.028	.000	
	B015	.037	.063	.006	-.088	-.032	-.039	-.044	.074	.013	-.019	-.005	-.014	-.050	.788	-.009	-.187	-.081	-.003	.016	.010	.028	-.008	.000	
	B017	-.077	-.072	.015	.070	-.097	.025	.088	-.005	-.037	-.039	.014	-.015	-.060	-.009	.782	-.210	-.020	.026	.027	-.016	-.001	.062	.000	
	B030	.028	.061	.017	-.016	.007	.025	-.036	-.045	.059	.010	-.060	-.095	-.072	-.167	.210	.888	-.088	.042	-.013	-.010	-.023	-.078	.000	
	B010	-.015	.019	.023	-.051	.032	-.012	-.072	-.012	.020	-.029	-.025	.002	-.002	-.001	-.020	-.068	.835	-.120	-.274	-.021	.035	.049	.000	
	B022	-.057	-.013	-.005	-.140	.018	-.048	-.039	.018	-.067	.018	.022	-.019	.010	-.003	.025	.042	-.120	.729	-.085	-.043	-.023	.021	.000	
	B020	-.035	.023	.022	-.016	.004	-.002	.024	-.012	-.064	.019	.029	-.020	-.010	.018	.021	-.013	-.274	-.085	.745	.031	.008	-.017	.000	
	B015	.002	-.035	-.009	-.016	.029	.107	-.050	.037	-.029	-.056	.020	.050	-.017	.010	-.016	-.016	-.021	-.043	.031	.656	-.261	-.178	.000	
	B010	-.071	-.011	-.044	.010	.005	.002	-.062	-.010	-.020	-.038	-.080	.012	.066	.029	-.001	-.023	.025	-.023	.008	-.251	.647	-.085	.000	
	B020	.023	.048	-.072	-.006	-.032	.000	-.018	-.024	.031	-.064	-.042	.010	.028	-.008	.082	-.078	.049	.021	-.027	-.178	-.085	.761	.000	
Corrélation anti-images	B02	.872*	.000	-.187	-.268	-.174	-.023	.017	-.082	.077	.004	-.175	-.135	-.113	.060	-.121	.047	-.077	-.093	-.088	.004	-.124	.037	.000	
	B03	.000	.724*	-.028	-.107	-.188	.138	.057	.037	.188	-.093	-.099	-.009	-.124	.060	-.080	.070	.027	-.018	-.029	-.048	-.015	.061	.000	
	B05A	-.187	-.028	.811*	-.177	-.038	-.086	-.046	-.081	-.023	-.021	-.003	-.073	-.077	.009	.031	.025	.036	-.008	.031	-.009	-.066	-.069	.000	
	B07	-.268	-.107	-.177	.802*	-.165	-.023	.063	.010	-.010	-.080	.029	-.056	.000	-.152	.107	-.020	-.087	-.224	-.025	-.028	.017	-.010	.000	
	B010	-.174	-.106	-.038	-.165	.882*	-.090	-.018	-.099	-.064	-.068	.001	-.103	.007	-.044	-.132	.011	.040	.020	.000	.844	.008	.044	.000	
	B06	.023	.138	-.088	-.023	-.090	.748*	-.043	-.087	-.301	.011	.033	.024	.041	-.039	.033	.035	-.018	-.085	-.003	.152	.003	.009	.000	
	B09	.017	.057	-.046	.083	-.016	-.063	.881*	-.003	.121	.149	-.007	-.088	-.088	-.058	.112	-.090	-.104	-.052	.031	-.078	.089	.023	.000	
	B011	-.082	.037	-.081	.010	-.058	-.087	-.063	.786*	-.029	-.384	-.048	.017	.058	.108	-.001	-.086	-.017	.025	-.018	.054	-.019	-.022	.000	
	B05B	.077	.188	-.022	-.010	-.064	-.301	-.121	-.029	.888*	-.096	-.028	-.082	.005	.016	-.048	.093	.036	-.080	-.071	-.040	-.028	.043	.000	
	B020	.004	-.003	-.021	-.080	-.008	.011	-.149	-.384	-.096	.813*	.048	-.050	.034	-.028	-.055	.015	-.044	.027	.027	-.085	-.059	-.091	.000	
	B01	-.175	-.009	-.093	.029	-.091	.033	-.067	-.046	-.026	.040	.879*	-.128	-.136	-.127	.025	-.126	-.037	.039	.030	.029	-.118	-.057	.000	
	B04	-.125	-.008	-.073	-.056	-.103	.024	-.086	.017	-.082	-.056	-.128	.815*	-.098	-.019	-.021	.138	.003	-.026	-.029	.073	.018	.014	.000	
	B07	-.113	-.124	-.077	.000	.007	.001	-.089	.089	.005	.034	-.136	-.098	.869*	-.068	-.077	-.101	-.076	.014	-.013	-.024	.084	.038	.000	
	B013	.060	.080	.009	-.152	-.044	-.039	-.058	.100	.016	-.025	-.127	-.019	-.068	.809*	-.012	-.233	-.118	-.004	.024	.014	.039	.010	.000	
	B027	-.121	.090	.021	.107	-.132	.033	.112	-.007	-.048	-.055	.025	-.021	.077	.012	.884*	-.288	-.029	.032	.035	-.022	-.001	.101	.000	
	B030	.047	.070	.025	-.026	.011	.035	-.050	-.060	.083	.015	-.128	.139	-.101	-.233	-.288	.781*	-.105	.059	-.019	-.025	-.036	-.110	.000	
	B010	-.027	.027	.035	-.087	.049	-.018	-.104	-.017	.039	-.044	-.037	.003	-.076	-.116	-.029	-.105	.788*	-.177	-.395	-.032	.039	.070	.000	
	B022	-.063	-.018	-.008	-.224	.026	-.065	-.052	.025	-.080	.027	.030	-.026	.014	-.004	.032	.089	-.177	.860*	-.080	-.062	-.034	.028	.000	
	B020	-.066	-.029	.031	-.036	.000	-.003	.031	-.010	-.071	.027	.038	-.028	-.013	.024	.035	-.019	-.388	-.089	.742*	.048	.011	-.035	.000	
	B015	.004	-.048	-.009	-.028	.044	.102	-.078	.054	-.040	-.085	.029	.073	-.024	.014	-.022	-.025	-.032	-.002	.044	.691*	-.395	-.252	.000	
	B010	-.124	-.015	-.066	.017	.008	.003	-.088	-.015	-.029	-.089	-.118	.018	.084	.039	-.001	-.038	.039	-.034	.011	-.385	.787*	.138	.000	
	B020	.037	.061	-.099	-.098	-.098	-.098	-.021	-.020	.040	-.081	-.067	.014	.018	.010	.108	-.110	.070	.028	-.016	-.252	-.138	.779*	.000	

0. Mesure de zéro à un de l'echantillonnage

Ce tableau donne des informations pertinentes à l'« adéquation de la solution factorielle globale ». L'*image* d'une variable est définie comme la partie qui est prévisible (commune) en régressant chaque variable sur toutes les autres variables; l'*anti-image* est la partie de la variable qui ne peut être prédite (variance unique). La matrice de covariance anti-image est une matrice de la forme négative des covariances partielles entre les variables. Si la covariance est une mesure de combien deux variables varient ensemble, ce tableau (pour présenter la négation des covariances partielles) doit présenter des valeurs hors diagonale très petites (les valeurs de la diagonale – valeurs non interprétables – sont les résultats de « 1 » moins la « corrélation multiple au carré »). Selon Zillmer et Vuz (1995), la grande majorité des valeurs (70 % ou plus) hors diagonale doivent être plus petites que 0,09 (valeur absolue?). Dans le cas à l'étude, seulement 10,82 % des valeurs sont plus grandes que 0,09, ce qui veut dire que, par le biais de la matrice de covariance anti-image, la solution factorielle globale est adéquate, considérant les données disponibles à l'étude.

En ce qui a trait la matrice de corrélation anti-image (négarion des coefficients de corrélations partielles), les valeurs hors diagonale doivent être aussi majoritairement petites, parce que les effets linéaires des autres variables ont été éliminés. Dans le cas à l'étude, on remarque que les corrélations sont majoritairement petites, quelquefois presque inexistantes. En ce qui a trait à la diagonale de la matrice de corrélation anti-image, elle mesure précisément l'adéquation de la solution factorielle en comparant la force des coefficients de corrélation observés en relation avec la force des coefficients de corrélation partielle (mesure de la force de l'association entre deux variables quand toutes les autres sont maintenues constantes); plus précisément, il s'agit d'une mesure KMO pour chacune des variables à l'étude. L'interprétation doit suivre les mêmes indications présentées ci-haut. Dans le cas à l'étude, on remarque que les indices KMO par variable sont tous supérieurs à 0,69 (variant de 0,69 à 0,92), c'est-à-dire majoritairement de moyenne à méritoire, ce qui veut dire que, par le biais de la matrice de corrélation anti-image, la solution factorielle globale est adéquate, considérant les données disponibles à l'étude.

1.1.6 Tableau 6 : Communalities (h^2)

Qualité de représentation		
	Initial	Extraction
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	.490	.584
BIS3 Je me décide rapidement	.190	.185
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	.310	.351
BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	.462	.541
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	.319	.389
BIS6 Mes pensées défilent très vite	.237	.310
BIS9 Je me concentre facilement	.246	.299
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	.291	.312
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	.231	.282
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	.345	.386
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	.281	.303
BIS4 Je suis insouciant	.298	.339
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	.243	.282
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	.232	.241
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	.208	.191
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	.332	.528
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	.365	.579
BIS22 J'achète les choses sur un «coup de tête»	.271	.350
BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne	.255	.316
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	.345	.545
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	.353	.467
BIS29 J'aime les «casse-têtes»	.239	.294

Méthode d'extraction : Moindres carrés non pondérés.

Ce tableau donne des informations quant à la « pertinence de garder une variable dans la solution ». La qualité de la représentation (« Communalities ») « initiale » est une mesure de la variance de chaque variable qui peut être expliquée par l'ensemble des toutes les autres variables; c'est-à-dire, si on fait une régression de toutes les autres variables sur la variable BIS29, on va trouver un R^2 de 0,239. Et ainsi de suite...

La qualité de la représentation (h^2) « Extraction » indique la proportion de la variance de chaque variable qui peut être expliquée par les facteurs retenus. Il s'agit de variances reproduites à partir des facteurs qu'on a extraits. On peut trouver ces mêmes valeurs dans la diagonale du tableau 10 « *Reproduced Correlations* ». Selon ce tableau, 29,4 % de la variance de la variable BIS29 est expliqué par les cinq facteurs retenus (extraits). Idéalement, un pourcentage plus élevé est demandé ($h^2 \geq 0,40$) (Field, 2013). Cette variable (ainsi que les autres plus petites que 0,40) pourrait être une candidate à l'élimination. Par contre, dû aux valeurs satisfaisantes de la corrélation anti-image (0,779) et de la saturation factorielle (0,522), on a décidé de garder cet item. Alors, par le biais de la qualité de la représentation, on conclut que tous les items seront retenus dans la solution factorielle, alors on les considère adéquats, selon les données disponibles à l'étude. Il est à noter que le choix de la méthode d'extraction, soit les « *moindres carrés non pondérés* », fait en sorte que la variance expliquée est plus petite qu'en utilisant, par exemple, la méthode « *composantes principales* ».

1.1.7 Tableau 7 : Total de la variance expliquée

Variance totale expliquée							
Facteur	Valeurs propres initiales			Extraction Sommes des carrés des facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation ^a
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	
1	4.741	21.549	21.549	4.145	18.843	18.843	2.576
2	1.948	8.854	30.403	1.358	6.170	25.013	1.921
3	1.713	7.785	38.188	1.078	4.901	29.914	2.369
4	1.443	6.557	44.745	.827	3.759	33.673	1.937
5	1.287	5.850	50.595	.667	3.032	36.705	2.149
6	1.049	4.769	55.364				
7	.911	4.143	59.507				
8	.864	3.929	63.437				
9	.832	3.781	67.218				
10	.758	3.446	70.664				
11	.707	3.213	73.877				
12	.684	3.107	76.985				
13	.632	2.874	79.859				
14	.625	2.840	82.699				
15	.601	2.732	85.431				
16	.534	2.430	87.861				
17	.500	2.272	90.133				
18	.480	2.181	92.315				
19	.463	2.103	94.417				
20	.440	1.998	96.416				
21	.422	1.918	98.333				
22	.367	1.667	100.000				

Méthode d'extraction : Moindres carrés non pondérés.

Lorsque les facteurs sont corrélés, les sommes des carrés chargés ne peuvent pas être additionnés pour obtenir une variance totale.

Ce tableau donne des informations pertinentes à l'« adéquation de la solution factorielle globale ». Tableau particulièrement intéressant pour qu'on puisse voir le pourcentage de variance par facteur et cumulatif. Il faut observer que la variance totale après rotation n'est pas donnée. En réalité, elle est donnée seulement quand une rotation orthogonale est effectuée. Cela est dû au fait qu'il s'agit d'une somme (*sums of squared loadings*); puisqu'on ne peut pas faire des additions quand les facteurs sont corrélés, SPSS ne le calcule pas. Mais, on présente quand même les valeurs de % de variance et % cumulatifs de la colonne « *Extraction Sums of Squared Loadings* ». Selon les données disponibles, le premier facteur explique 18,84 % de la variance, le deuxième facteur ajoute 6,17 % de plus, le troisième facteur ajoute 4,90 % de plus, le quatrième facteur ajoute 3,76 % de plus et le cinquième facteur ajoute 3,03 % de plus. En mettant les cinq facteurs ensemble, on obtient 36,71 % de variance totale expliquée. Puisque le résultat explique plus d'un tiers de la variance, est près de 40 % (Field, 2013) on peut admettre comme satisfaisante l'explication du construit « impulsivité » par les 22 items retenus du BIS-II.

1.1.8 Tableau 8 : « Reproduced Correlations »

		Corrélations reproduites																								
		B02	B03	B014	B017	B019	B06	B09	B011	B026	B029	B07	B022	B027	B019	B027	B025	B010	B022	B025	B016	B016	B029			
Corrélations reproduites	B02	584*	294	429	543	447	168	189	223	107	560	326	387	311	209	198	228	264	320	188	146	236	129			
	B03	294	195*	207	266	239	069	010	066	000	069	123	165	139	056	096	042	041	123	030	010	062	012			
	B014	429	207	351*	397	341	195	192	238	143	278	230	276	183	116	115	125	147	238	108	169	248	155			
	B017	543	266	397	541*	399	221	180	197	134	231	264	339	264	183	133	144	327	375	257	124	201	097			
	B019	447	239	341	399	389*	220	142	223	127	233	238	316	228	138	171	151	127	202	093	018	124	058			
	B06	189	086	195	221	220	310*	158	242	262	232	048	158	030	023	011	-047	117	182	117	-089	008	-017			
	B09	189	010	182	180	142	158	299*	261	223	310	184	189	104	147	084	207	218	165	134	206	243	197			
	B011	223	066	238	197	223	242	261	312*	256	339	156	203	069	074	064	107	078	129	049	115	199	152			
	B026	107	000	143	134	127	262	223	256	292*	287	051	119	-086	034	-017	002	138	153	115	014	093	062			
	B029	260	069	276	233	233	332	310	339	367	386*	195	223	084	095	065	143	114	162	068	215	288	229			
	B07	326	123	230	264	230	048	194	158	051	195	303*	294	266	236	204	362	212	131	109	185	193	144			
	B022	387	165	276	339	316	158	198	203	119	223	294	336*	277	234	210	306	245	188	152	043	122	075			
	B027	311	139	183	264	206	030	104	069	-006	084	266	277	203*	237	206	320	237	133	138	027	064	034			
	B019	209	056	116	183	138	023	147	074	034	095	238	234	237	241*	170	329	262	123	187	043	062	047			
	B027	198	096	115	133	171	011	064	064	-017	065	204	210	209	170	191*	270	083	011	023	-022	019	013			
	B025	225	042	125	144	151	-047	207	107	002	143	352	306	220	329	370	528*	264	642	110	122	137	127			
	B010	264	041	147	227	127	117	218	078	138	114	212	245	237	262	083	264	580*	360	416	059	064	026			
	B022	320	123	238	276	262	182	165	129	153	162	131	188	132	123	011	042	360	360	286	107	138	065			
	B025	168	036	108	253	083	117	134	049	115	060	105	152	139	167	023	110	416	389	310*	008	017	-013			
	B016	146	010	169	124	018	-093	208	115	014	215	155	047	027	043	-022	122	059	107	008	545*	484	385			
	B018	236	062	246	261	124	008	243	198	083	288	193	122	084	062	019	137	064	138	017	484	487*	364			
	B029	129	012	155	087	056	-017	197	152	062	223	144	075	034	047	013	127	026	065	-013	385	364	294*			
Résidu ^a	B02		-059	022	000	-008	-025	-005	031	-015	-018	048	-013	004	-043	020	-025	001	004	015	-019	025	-023			
	B03		-058	-030	-010	047	062	-012	004	-092	070	-009	-028	052	-047	053	-017	027	-008	030	037	006	-025			
	B014		022	-039	028	-033	017	015	-002	000	-027	-001	-017	031	004	-039	-009	-011	-015	-017	-023	-006	039			
	B017		000	-010	028	-013	-019	-032	004	-005	026	-029	-005	-034	081	-033	032	017	039	-030	-004	-029	015			
	B019		-008	047	-039	013	016	-005	-008	022	-017	-028	005	-037	020	051	-001	004	-019	014	014	-001	025			
	B06		-021	062	017	-013	016	001	-037	082	-060	005	-033	-014	041	-004	025	-010	008	-014	-005	022	015			
	B09		-005	-012	015	-022	-008	087	-028	-017	003	033	036	064	019	-074	-030	000	014	-040	062	007	-021			
	B011		031	004	-002	-004	-006	-037	-026	-075	143	-002	-037	-029	-069	018	018	043	-024	035	-031	-022	-001			
	B026		-015	-092	000	-005	022	092	017	-075	-050	021	038	010	006	036	-017	-051	033	-001	041	024	-024			
	B029		-016	070	-027	026	-017	-066	003	142	-050	-053	-013	-072	-006	036	-011	042	-020	009	009	-027	003			
	B07		045	-009	-005	-029	-029	000	039	-002	021	-053		042	045	033	-064	-032	-012	-009	-021	-036	039	006		
	B022		013	-028	017	-005	005	-033	036	-037	038	-073	042		022	-018	-031	-009	-029	011	003	-017	-008	-005		
	B027		004	052	021	-034	-037	-014	064	-029	018	-012	045	022		007	000	-039	000	-004	027	-034	-019			
	B019		-043	-047	004	087	020	041	018	-069	006	-006	033	-018	007		036	035	-014	009	-051	-004	-015	016		
	B027		020	053	-039	-053	057	-004	-074	018	036	036	-064	-031	000	036		073	031	003	014	048	024	-059		
	B025		-025	-017	-003	032	-001	025	-038	019	-017	-011	-072	-009	039	035	073		007	013	009	008	004	033		
	B010		001	027	-011	-017	004	-010	000	043	-051	042	-012	-029	000	-014	031	-067		-017	060	007	-003	-018		
	B022		004	-008	-015	039	-019	009	014	-024	032	-020	-009	011	-008	009	003	013	-017		-022	014	006	021		
	B025		015	030	-017	-030	014	-014	-040	035	-001	009	-021	003	-004	-051	014	009	060	-022		-010	006	026		
	B016		-019	037	-023	-004	014	-005	002	-031	041	008	-036	-017	021	-004	048	000	007	014	-010	015	007			
	B019		025	006	-008	-029	-001	022	007	-022	024	-027	039	-005	-034	-018	024	004	-003	004	008	019		-015		
	B029		-023	-025	039	015	029	015	-021	-001	-024	003	008	-005	-015	019	-059	033	-018	-021	028	007	-015			

Méthode d'estimation : Moindres carrés non pondérés

a. Qualité de représentation reproduite

b. Les résidus sont calculés entre la covariance observée et la covariance reproduite. Il y a 23 (5.0%) résidus non redondants avec des valeurs absolues supérieures à 0.05

Ce tableau, divisé en deux parties (les corrélations reproduites, dans la partie supérieure, et les résidus, dans la partie inférieure), donne des informations quant à la « pertinence de garder (ou non) une variable dans la solution factorielle globale ». La première partie contient les coefficients de corrélation reproduite entre toutes les variables du modèle factoriel. La diagonale de la première partie présente les qualités de représentations (h^2) (résultats déjà présentés et discutés au tableau 8). Si l'on compare les valeurs hors diagonale avec la matrice de corrélation originale (voir tableau 4), on voit que les résultats ne sont pas exactement les mêmes. En effet, la matrice de corrélation reproduite est la matrice de corrélation basée sur les facteurs extraits. On s'attend à ce que les valeurs de la matrice reproduite soient les plus près possible des valeurs de la matrice de corrélation originale. Si la matrice reproduite est très semblable à la matrice de corrélation originale, on peut conclure que les facteurs qui ont été extraits représentent une grande partie de la variance de la matrice de corrélation originale et, aussi, que les facteurs représentent de façon satisfaisante les données originales. La deuxième partie contient les résidus (les différences entre les corrélations originales et les corrélations reproduites). La diagonale est inexistante, et les résultats hors diagonale doivent être le plus petits possible. Plus la solution factorielle est bonne, plus la matrice reconstituée s'approche de la matrice de corrélation initiale et moins les résidus sont importants. L'indication d'une proportion faible de résidus plus grands que 0,05 signifie que tous les items contribuent pour une solution factorielle appropriée. Dans le cas à l'étude, selon le tableau 10, on peut voir que seulement 23 résidus (9 %), entre les 231 calculés, ont des valeurs absolues plus grandes que 0,05.

1.1.9 Tableau 9 : « Pattern Matrix »

Matrice des types ^a					
	Facteur				
	1	2	3	4	5
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	.608				
BIS17 J'agis sur un « coup de tête »	.564				
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	.496				
BIS3 Je me décide rapidement	.445				
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	.436				
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes		.762			
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite		.653			
BIS29 J'aime les « casse-têtes »		.522			
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir			.734		
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi			.425		
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir			.423		
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance			.418		
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir			.415		
BIS4 Je suis insouciant			.371		
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement				.701	
BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne				.552	
BIS22 J'achète les choses sur un « coup de tête »				.474	
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit					.532
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences					.510
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions					.498
BIS6 Mes pensées défilent très vite					.489
BIS9 Je me concentre facilement					.377

Méthode d'extraction : Moindres carrés non pondérés.
Méthode de rotation : Oblimin avec normalisation de Kaiser.
a. La rotation a convergé en 12 itérations.

Le tableau « Pattern Matrix » représente la combinaison linéaire des variables à l'étude. Il indique que la rotation oblique a été effectuée. Si une rotation orthogonale avait été faite (comme la rotation varimax), ce tableau n'allait pas apparaître dans les résultats, car les corrélations entre les facteurs sont mises à 0. Cette matrice présente les saturations factorielles. Puisqu'on a

demandé de retirer de la matrice toutes les valeurs plus petites que 0,30 (considérant la taille de l'échantillon), on voit seulement les valeurs corrélées de façon significative avec les facteurs. De cette façon, on retire la pollution (saturation non significative) de la matrice. Les facteurs sont interprétés à partir du nom que nous leur accordons (c'est arbitraire, la seule règle est qu'il doit expliquer le contenu des items). Dans le cas à l'étude, les 5 premiers items intègrent clairement le premier facteur. Si on regarde plus attentivement les contenus de ce premier facteur, on pourrait le nommer « **Impulsivité orientée vers la réflexion** » (IOR). Les 3 prochains items intègrent clairement le deuxième facteur. On pourrait le nommer « **Impulsivité orientée vers la résolution de problème** » (IORP). Les 6 prochains items intègrent clairement le troisième facteur. On pourrait le nommer « **Impulsivité orientée vers la planification future** » (IOP). Les 3 prochains items intègrent le quatrième facteur. On pourrait le nommer « **Impulsivité orientée vers la gestion financière** » (IOGF). Les 5 prochains items intègrent le cinquième facteur. On pourrait le nommer « **Impulsivité orientée vers la concentration** » (IOC). Finalement, on peut noter que les facteurs extraits sont purs (pas de problème de double saturation) et présentent des indices de saturations très satisfaisants (Field, 2013).

Les orientations pour identifier des saturations factorielles significatives* en se basant sur la taille de l'échantillon (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998)	Saturation Factorielle	Taille de l'échantillon
	0,30	≈ 350
	0,35	≈ 250
	0,40	≈ 200
	0,45	≈ 150
	0,50	≈ 120
	0,55	≈ 100
* $p < 0,05$; calculs effectués avec SOLO Power Analysis,	0,60	≈ 80
BMDP Statistical Software, Inc., 1993	0,65	≈ 70
	0,70	≈ 60
	0,75	≈ 50

1.1.10 Tableau 10 : « Factor Correlation Matrix »

Matrice de corrélation factorielle

Facteur	1	2	3	4	5
1	1.000	.112	.318	.228	.305
2	.112	1.000	.196	.088	.249
3	.318	.196	1.000	.245	.150
4	.228	.088	.245	1.000	.265
5	.305	.249	.150	.265	1.000

Méthode d'extraction : Moindres carrés non pondérés.

Méthode de rotation : Oblimin avec normalisation de Kaiser.

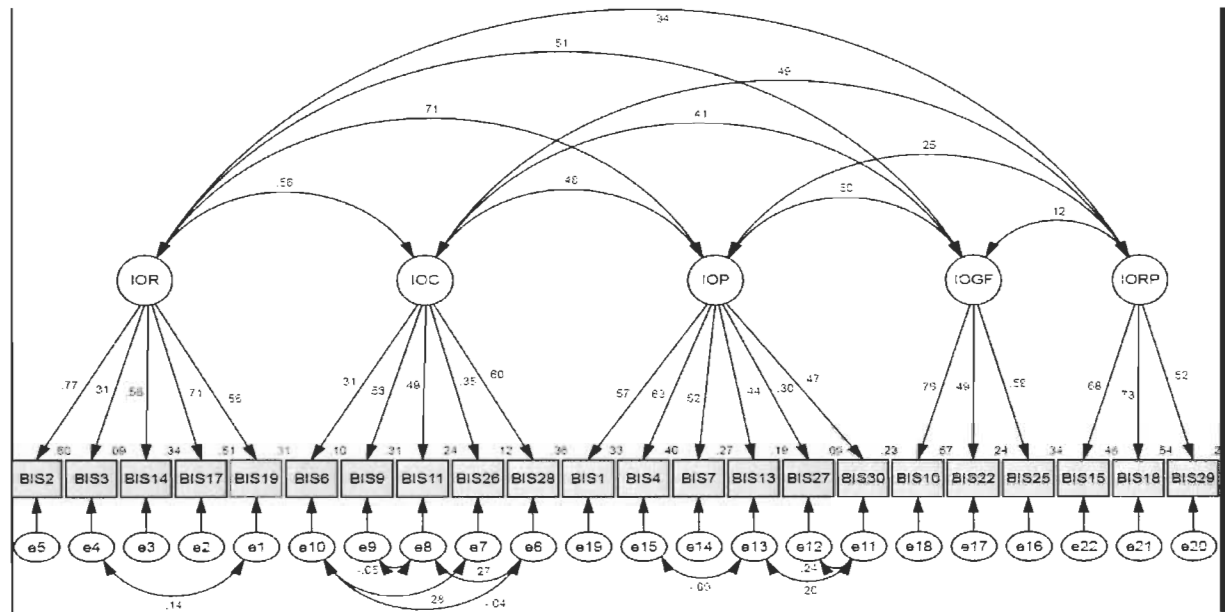
Ce tableau présente l'indice de corrélation entre les facteurs extraits ($0,09 < r < 0,31$). D'une part, le résultat obtenu indique qu'il s'agit de corrélations faibles à modérées et positives, mais d'autre part, on ne peut pas assumer que les facteurs mesurent les mêmes contenus, car ils ne présentent aucune corrélation plus grande que 0,85 (Tabachnick & Fidell, 2012). De plus, ce résultat confirme l'option de la réalisation d'une rotation oblique. Les coefficients de détermination ($0,01 < r^2 < 0,10$) indiquent qu'entre 1 et 10 % de la variance d'un facteur est expliqué par un autre facteur.

2. Question centrale pour guider l'analyse factorielle confirmatoire (AFC)

Les résultats obtenus par les données disponibles s'ajustent selon le modèle hypothétique?

2.1 Divers résultats de l'analyse factorielle confirmatoire :

2.1.1 Modèle structural



2.1.2 Divers indices d'adéquation du modèle :

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate
BIS19	<---	IOR	.561
BIS17	<---	IOR	.714
BIS14	<---	IOR	.583
BIS3	<---	IOR	.307
BIS2	<---	IOR	.775
BIS28	<---	IOC	.602
BIS26	<---	IOC	.353
BIS11	<---	IOC	.495
BIS9	<---	IOC	.561
BIS6	<---	IOC	.311
BIS30	<---	IOP	.475
BIS27	<---	IOP	.296
BIS13	<---	IOP	.436
BIS7	<---	IOP	.519
BIS4	<---	IOP	.634
BIS25	<---	IOGF	.587
BIS22	<---	IOGF	.495
BIS10	<---	IOGF	.757
BIS1	<---	IOP	.571
BIS29	<---	IORP	.524
BIS18	<---	IORP	.733
BIS15	<---	IORP	.680

Ce tableau indique que les saturations factorielles (poids des régressions standardisés) entre chaque item et la variable latente de sa propre dimension (en considérant les poids de régression standardisés) sont modérées à fortes (variant de 0,296 à 0,775) et significatives (Hair et al., 1998). Ces indices, quand multipliés par eux-mêmes (et, après, multiplié par 100), informent du pourcentage de variance de chaque item qui est expliqué par la combinaison des autres variables de la même dimension. Ces indices sont présentés au modèle structural.

Corrélations: (Group number 1 - Default model)

Estimate				Les corrélations entre les variables latentes sont toutes positives, significatives ($p < 0,05$) (considérant la taille de l'échantillon) et varient de faibles à fortes ($0,122 \leq r \leq 0,711$). Ce résultat peut indiquer que, de façon générale, les variables latentes évaluées par le modèle hypothétique constituent un seul construit de deuxième ordre (concept mesuré = Impulsivité). Par contre, une corrélation peut être considérée comme faibles : IOGF <--> IORP ($r_{(n-2)} = 0,12$). Une possible explication pour ce résultat peut être le fait que ces deux variables latentes sont composées par un nombre minimal d'items (juste 3 items par variable latente). Possiblement, la restriction au niveau de la variance (imposé par le nombre minimal d'items de ces deux dimensions) affecte négativement la force de cette corrélation (Furr & Bacharach, 2013).
IOR	<-->	IORP	.338	
IOR	<-->	IOGF	.510	
IOR	<-->	IOP	.711	
IOR	<-->	IOC	.562	
IOC	<-->	IOP	.483	
IOC	<-->	IOGF	.410	
IOC	<-->	IORP	.494	
IOP	<-->	IOGF	.503	
IOP	<-->	IORP	.250	
IOGF	<-->	IORP	.122	

Covariances: (Group number 1 - Default model)

Estimate				S.E.	C.R.	P	La covariance (une mesure de combien deux variables aléatoires changent ensemble) estimée est significative. Cela peut indiquer que la corrélation est aussi significative, car la covariance est à l'origine des calculs de corrélation (Furr & Bacharach, 2013).
IOR	<-->	IORP	.076	.016	4.862	***	
IOR	<-->	IOGF	.091	.014	6.290	***	
IOR	<-->	IOP	.119	.017	6.839	***	
IOR	<-->	IOC	.109	.017	6.543	***	
IOC	<-->	IOP	.083	.015	5.418	***	
IOC	<-->	IOGF	.075	.015	5.068	***	
IOC	<-->	IORP	.113	.020	5.679	***	
IOP	<-->	IOGF	.079	.014	5.651	***	
IOP	<-->	IORP	.049	.014	3.572	***	
IOGF	<-->	IORP	.026	.013	1.926	.054	

Model Fit Summary : Brown (2006) recommande présenter au moins un indice de chacune de ces trois catégories ci-dessous:

- 1) **Indices d'ajustement absolu** (« Absolute Fit Indexes ») : Selon McDonald et Ho (2002), ainsi que Hooper, Coughlan et Mullen (2008), ce sont des indices qui permettent d'évaluer à quel point la matrice de variance-covariance observée est statistiquement similaire à la matrice estimée (CMIN, GFI, AGFI et SRMR).
- 2) **Correction parcimonieuse** (« Parsimony Correction ») : Selon Brown (2006), cet indice est « similaire aux indices d'ajustement absolus, mais il intègre une correction statistique qui permet de corriger un mauvais ajustement [initial] du modèle » (p. 13) (RMSEA).
- 3) **Indices d'ajustement comparatif** (« Comparative Fit ») : Selon Gatignon (2010), ce sont des indices qui permettent d'évaluer l'ajustement du modèle hypothétique par le biais du modèle nul (c'est-à-dire : covariances = 0) (CFI, TLI et NFI).

Récemment, après avoir considéré quelques opinions, Kline (2010) recommande présenter les indices suivants dans des travaux scientifiques : CMIN, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

Indices d'ajustement absolu

CMIN (chi carré)

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Default model	62	456.644	191	.000	2.391
Saturated model	253	.000	0		
Independence model	22	2697.331	231	.000	11.677

Ce tableau présente des indices d'adéquation (ou d'ajustement) entre les données disponibles et le modèle hypothétique. On regarde si le modèle (« matrice de la covariance observée » égale à la « matrice de covariance estimée ») est statistiquement non significatif ($p > 0,05$). Si le modèle est significatif ($p < 0,05$), on pourrait quand même l'accepter comme valide si l'échantillon est grand (10 personnes par variable manifeste ou item), mais on devrait s'assurer que les données se distribuent de façon multivariée normale (le χ^2 est particulièrement sensible à la non-normalité multivariée des données – malheureusement, SPSS ne fait pas ce calcul). Dans le cas de cette étude, le chi carré (CMIN ou $\chi^2_{(199)} = 456,644$) est statistiquement significatif ($p < 0,001$), c'est-à-dire, la matrice de la covariance observée est différente de la matrice de covariance estimée. On regarde aussi la relation entre le chi carré (CMIN) et le degré de liberté (DF). Cette valeur doit être préférablement inférieure à 2, mais on peut accepter une valeur inférieure à 5 (CMIN/DF = 2,894), ce qui est le cas ici.

GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

Model	RMR	GFI	AGFI	PGFI
Default model	.037	.928	.905	.701
Saturated model	.000	1.000		
Independence model	.127	.543	.500	.496

Dans ce tableau on regarde plus particulièrement les indices GFI et AGFI du modèle standard. L'indice GFI est une mesure de l'ajustement entre le modèle hypothétique et la matrice de covariance observée. L'indice AGFI corrige le GFI, qui est affecté par le nombre d'items de chaque variable latente. Ces indices varient entre 0 et 1, avec une valeur de coupure de 0,9 indiquant un acceptable ajustement du modèle (Baumgartner & Hombur, 1996). Alors, les valeurs plus grandes de 0,9 pour les deux indices indiquent un meilleur ajustement du modèle. Dans le cas de cette étude, les résultats obtenus (GFI = 0,928; AGFI = 0,905) indiquent un bon ajustement du modèle.

SRMR (Standardized Root Mean square Residual) = .0535

Les indices RMR (*Root Mean square Residual*) et SRMR (*Standardized Root Mean square Residual*) sont la racine carrée de l'écart entre la matrice de covariance de l'échantillon et la matrice de covariance du modèle hypothétique (Hooper et al., 2008). Dû au fait que le RMR peut être difficile à interpréter (il devient particulièrement difficile quand on a plusieurs indicateurs avec des échelles différentes, par exemple, deux inventaires, l'un sur une échelle de 1-10, l'autre sur une échelle 1-5) (Kline, 2010), on utilise l'indice SRMR. Il supprime (ou diminue) cette difficulté d'interprétation. Il varie de 0 à 1, avec une valeur de 0,08 ou moins étant indicatif d'un modèle acceptable (Hu & Bentler, 1999). Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu (SRMR = 0,0535) indique un excellent ajustement du modèle.

Correction parcimonieuse**RMSEA (Root mean square error of approximation)**

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.051	.045	.056	.434
Independence model	.140	.135	.145	.000

Dans ce tableau on regarde plus particulièrement l'indice RMSEA (*Root mean square error of approximation*) du modèle standard. Le RMSEA vise empêcher (une solution) les problèmes de taille de l'échantillon en analysant l'écart entre le modèle hypothétique (avec des estimations de paramètres choisis de façon optimale) et la matrice de covariance de la population. Le RMSEA

varie de 0 à 1. Les valeurs plus petites indiquent un meilleur ajustement du modèle. Une valeur de 0,06 ou moins est indicatif de l'ajustement du modèle. Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu (RMSEA = 0,051) indique l'ajustement du modèle.

Indices d'ajustement comparatif

Baseline Comparisons : CFI (Comparative Fit Index)

Model	NFI Delta1	RFI rho1	IFI Delta2	TLI rho2	CFI
Default model	.831	.795	.894	.870	.892
Saturated model	1.000		1.000		1.000
Independence model	.000	.000	.000	.000	.000

Dans ce tableau on regarde plus particulièrement l'indice CFI (comparative fit index) du modèle standard. Le CFI analyse l'ajustement du modèle en examinant l'écart entre les données disponibles et le modèle hypothétique, tout en réglant les problèmes de taille d'échantillon inhérent au test du chi carré de l'ajustement du modèle (Gatignon, 2010). Le CFI varie de 0 à 1. Les valeurs plus grandes indiquent un meilleur ajustement du modèle. Une valeur de 0,90 ou plus est indicative d'un ajustement acceptable du modèle (Hu & Bentler, 1999). Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu (CFI = 0,892) indique un bon ajustement du modèle.

3. Question centrale pour guider les analyses d'items

Dans le *Barratt Impulsivity Scale*, y a-t-il un item (ou des items) qui doit être retiré ou révisé pour qu'on puisse obtenir une meilleure mesure pour évaluer chacune des cinq dimensions (IOR, IORP, IOP, IOGF, IOC)?

3.1 Calcul d'alpha de Cronbach pour la dimension (1) « Impulsivité orientée vers la réflexion » (IOR)

3.1.1 Tableau 11 : « Case Processing Summary »

Récapitulatif de traitement des observations

	N	%
Observations Valide	546	100.0
Exclus ^a	0	.0
Total	546	100.0

a. Suppression par liste basée sur toutes les variables de la procédure.

Ce premier tableau (« Case Processing Summary ») spécifie le nombre d'observations qui ont été incluses dans l'analyse. Dans notre cas, nous voyons que 100 % des 546 observations ont été retenues. Cela implique qu'il n'y avait aucune valeur manquante dans la base de données.

3.1.2 Tableau 12: « Item Statistics »

Statistiques d'item

	Moyenne	Ecart-type	N
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	1.8242	.73836	546
BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	1.8443	.75147	546
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	2.3590	.77772	546
BIS3 Je me décide rapidement	2.2527	.82742	546
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	1.7894	.75271	546

Ensuite, le tableau « Item Statistics » est le prochain tableau à être analysé. Il présente les deux statistiques descriptives les plus couramment utilisées (la moyenne et l'écart-type) pour les cinq éléments (les 5 items) de l'inventaire « BIS-II », lesquels composent la dimension «**Impulsivité orientée vers la réflexion**» (**IOR**). Nous voyons que pour l'ensemble des éléments (items) mesurés sur une échelle en quatre points, les moyennes obtenues varient entre 1,79 et 2,36. Cela signifie que les 546 participants ont répondu, en moyenne, « Occasionnellement » (réponse « 2 » sur l'échelle de Likert) aux affirmations concernant l'impulsivité orientée vers la réflexion. De plus, on remarque que les écarts-types sont tous plus petits que la moitié de la valeur de sa moyenne correspondante, pouvant signifier que la variabilité obtenue est adéquate (si, en valeurs absolues, les valeurs des écarts-types étaient supérieures par rapport aux valeurs des moyennes, cela pourrait indiquer une variabilité élevée et conséquemment la moyenne perd sa valeur de bien représenter la distribution des 546 données).

3.1.3 Tableau 13: « Item-Total Statistics »

	Moyenne de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Variance de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Corrélation complète des éléments corrigés	Carré de la corrélation multiple	Alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	8.2454	4.652	.595	.396	.639
BIS17 J'agis sur un coup de tête»	8.2253	4.645	.581	.370	.644
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	7.7106	4.771	.505	.266	.674
BIS3 Je me décide rapidement	7.8168	5.214	.316	.109	.750
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	8.2802	4.962	.466	.256	.689

En plus des tableaux décrivant des statistiques descriptives, SPSS fournit un tableau particulièrement intéressant : « Statistiques de total des éléments » (*Item-Total Statistics*), aussi appelé « statistiques item-total de la dimension ». Ce tableau nous aide à mieux comprendre la structure interne de la dimension IOR du BIS-II.

Ce tableau présente cinq colonnes de résultats : trois colonnes (première, deuxième et cinquième) avec de résultats en cas de suppression d'un élément de la dimension concernée et deux colonnes (troisième et quatrième) avec des résultats de corrélations intradimensions. Les deux premières colonnes présentent l'état de quelques importants calculs statistiques descriptifs en cas de suppression d'un des cinq éléments (items) inclus dans la dimension concernée. Notamment, il s'agit de la moyenne, de la variance (l'écart-type peut être calculé par la racine carrée de la variance) et de la valeur alpha de la dimension si un des éléments (items) était retiré.

De plus, ce tableau nous permet d'observer également deux autres colonnes : (1) la corrélation item-total corrigée (« corrélation complète des éléments corrigés », connue aussi comme « corrélation entre chaque élément et l'échelle totale »); et (2) la corrélation multiple au carré (si on multiplie la valeur de la corrélation item-total par elle-même on peut obtenir des valeurs approximatives aux valeurs de cette colonne; les valeurs ne seront pas exactes, car il y a eu un processus de correction qui ne sera pas exploré ici, dû à sa complexité), aussi appelé « indice de détermination » (en multipliant par 100 on obtient le pourcentage de variance totale expliquée par l'élément ou l'item concerné). Idéalement, on devrait obtenir de résultats de corrélation item-total égal ou supérieur à 0,60 et de corrélation multiple égale ou supérieure à 0,35. Par contre, il est déjà acceptable si ces résultats sont égaux ou supérieurs à 0,40 (corrélation item-total) et 0,15 (corrélation multiple au carré). Ces balises sont arbitraires, mais largement acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous dépassons le seuil idéal requis pour tous les items à l'exception du BIS3 « Je me décide rapidement ».

Les résultats de la dernière colonne, celle qui présente les indices alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément concerné (« Cronbach's alpha if Item Deleted »), sont particulièrement intéressants. Il faut les comparer avec le résultat alpha de la dimension (lorsqu'elle contient tous les éléments). On s'attend que le résultat alpha (qui peut varier de 0 à 1) pour l'échelle totale soit le plus élevé de tous, dépassant le seuil minimum requis de 0,70 (ou idéalement de 0,80).

Ceci dit, la prochaine étape est de regarder le résultat alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments).

3.1.4 Tableau 14: résultat alpha de Cronbach pour la dimension «Impulsivité orientée vers la réflexion» (IOR)

Statistiques de fiabilité

Alpha de Cronbach	Alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés	Nombre d'éléments
.727	.732	5

Ce tableau présente trois résultats : l'indice alpha de Cronbach proprement dit, l'indice alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés, et le nombre d'éléments qui intègre la dimension concernée. Alors, il est particulièrement important, car il présente l'indice alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments de la dimension concernée), résultat que nous intéressons plus particulièrement. On remarque ici que la valeur de cet indice est de 0,727, résultat considéré bon par les auteurs, puisqu'il se situe au-delà du seuil minimum requis de 0,70 (ce seuil peut varier de 0,60 à 0,80, selon les auteurs). Par conséquent, nous pouvons dire que nous obtenons, pour cette échelle composée de cinq éléments ou items, une cohérence interne satisfaisante [lorsque l'indice alpha est de 0,70, l'erreur-type de mesure est égale à plus de la moitié (0,55) de l'écart-type de la distribution du score total].

En comparant l'indice alpha obtenu ici (0,727) avec les indices alpha en cas de suppression d'éléments ou d'items (qui ont varié entre 0,639 et 0,750) on constate que l'indice alpha pour la dimension totale est, d'une part, supérieur à tous les cinq autres (sauf pour l'item BIS3) et, d'autre part, dépasse notamment le seuil minimum requis de 0,70. Cela nous permet d'interpréter que la consistance interne (par le biais du calcul alpha de Cronbach) pourrait être améliorée en retirant l'item BIS3. Cependant, comme l'alpha obtenu est supérieur à 0,70, nous le conserverons puisque la sous-échelle est constituée d'un petit nombre d'items.

3.1.5 Tableau 15 : Corrélation de chaque item de la dimension IOR avec la dimension Impulsivité

Corrélations

		BISTOTAL22
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	Sig. (bilatérale)	.000
	Corrélation de Pearson	.650
	N	546
BIS3 Je me décide rapidement	Sig. (bilatérale)	.000
	Corrélation de Pearson	.318
	N	546
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	Sig. (bilatérale)	.000
	Corrélation de Pearson	.543
	N	546
BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	Sig. (bilatérale)	.000
	Corrélation de Pearson	.618
	N	546
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	Sig. (bilatérale)	.000
	Corrélation de Pearson	.523
	N	546

Ce tableau (« Correlations ») présente des analyses corrélationnelles entre les items de la dimension IOR du BIS-II avec le total de la dimension Impulsivité. Les résultats ont varié entre 0,318 et 0,650. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) est modérée ($r < 0,35$) et positive. Les cinq niveaux de signification calculée ici sont significatifs.

3.1.6 Tableaux complémentaires concernant les analyses d'items et l'indice alpha de Cronbach de la dimension «**Impulsivité orientée vers la réflexion**» (IOR) du BIS-II

3.1.6.1 Tableau 16: Matrice de corrélation inter-items de la dimension IOR du BIS-II

Matrice de corrélation inter-items					
	BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	BIS3 Je me décide rapidement	BIS14 Je dis les choses sans réfléchir
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	1.000	.543	.439	.235	.452
BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	.543	1.000	.413	.255	.425
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	.439	.413	1.000	.286	.308
BIS3 Je me décide rapidement	.235	.255	.286	1.000	.177
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	.452	.425	.308	.177	1.000

Ce tableau (« Inter-Item Correlation Matrix ») présente les corrélations inter-items de la dimension IOR du BIS-II. Les résultats ont varié entre 0,177 et 0,543. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) varie de faible ($r > 0,15$) à modérée ($r > 0,4$) et positive (le niveau de signification n'est pas calculé ici, car son importance est mineure dans le cas des analyses alpha de Cronbach). Puisqu'il s'agit d'une matrice, les résultats de la partie supérieure de la valeur 1,000 sont identiques aux résultats de la partie inférieure. Finalement, les résultats obtenus sont considérés de bons prédicteurs de l'indice alpha de Cronbach obtenu.

3.1.6.2 Tableau 17 : Matrice des covariances inter-items de la dimension IOR du BIS-II

Matrice de covariance inter-items					
	BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	BIS3 Je me décide rapidement	BIS14 Je dis les choses sans réfléchir
BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	.545	.301	.252	.144	.251
BIS17 J'agis sur un «coup de tête»	.301	.565	.241	.159	.241
BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	.252	.241	.605	.184	.180
BIS3 Je me décide rapidement	.144	.159	.184	.685	.110
BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	.251	.241	.180	.110	.567

Ce tableau (« Inter-Item Covariance Matrix ») présente les indices de variances pour chaque item (les valeurs de la diagonale de la matrice) et les indices de covariances inter-items (les autres valeurs hors de la diagonale de la matrice) de la dimension dimension IOR du BIS-II. Les valeurs proprement dites des covariances sont complexes à interpréter. Pour cette raison, l'aspect le plus important à observer est qu'elles sont toutes positives, indiquant que les items varient

ensemble (covariant) dans la même direction métrique (un autre excellent prédicteur de la consistance interne de la dimension).

Il est peut-être intéressant à savoir que, si on divise la valeur obtenue de la covariance par la valeur obtenue par la multiplication des écarts-types des deux éléments concernés, on trouve la valeur de la corrélation r (de Pearson) de ces deux éléments (ou items).

Finalement, en ce qui concerne la diagonale de la matrice (les variances des items de la dimension), si on calcule la racine carrée de chacune de ces sept valeurs, on trouve les écarts-types pour chaque item.

3.1.6.3 Tableau 18 : Tableau sommaire des statistiques par item de la dimension IOR du BIS-II

Statistiques récapitulatives d'élément							
	Moyenne	Minimum	Maximum	Intervalle	Maximum/ Minimum	Variance	Nombre d'éléments
Moyenne des éléments	2.014	1.789	2.359	.570	1.318	.073	5
Variance des éléments	.593	.545	.685	.139	1.256	.003	5
Covariances entre éléments	.206	.110	.301	.191	2.731	.003	5
Corrélations entre éléments	.353	.177	.543	.366	3.066	.013	5

Ce tableau n'est pas nécessairement important à présenter, mais il est quand même intéressant à considérer. La première colonne présente des indices moyens (entre les valeurs « minimum » et « maximum » obtenues) des quatre statistiques déjà calculées. En réalité, des auteurs plus actuels indiquent qu'il est plus approprié d'analyser la médiane des corrélations/covariances que la moyenne (un débat toujours actuel).

La distance (« Range ») en valeurs numériques entre le minimum et le maximum est relativement petite, ce qui peut être interprété comme positif, car il s'agit d'un autre indice de consistance interne entre les items de la dimension concernée. De plus, il y a aussi la division entre les valeurs maximale et minimale qui doit être entre 1,001 à 1,500. Ces balises sont arbitraires, mais acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous avons obtenu des résultats satisfaisants à ce propos (1,32).

Les variances associées aux moyennes sont restreintes (un autre indicateur de consistance) et le nombre d'items utilisés pour ces calculs est, encore une fois, décrit.

3.1.6.4 Tableau 19 : Tableau des statistiques descriptives pour la dimension IOR du BIS-II

Statistiques d'échelle			
Moyenne	Variance	Ecart-type	Nombre d'éléments
10.0696	7.092	2.66316	5

Ce tableau présente deux importantes normes concernant la dimension IOR du BIS-II: la moyenne et l'écart-type de la dimension totale. Encore une fois, on peut interpréter que la dispersion associée à cette dimension est satisfaisante, car la valeur de l'écart-type est plus petite que la moitié de la valeur de la moyenne. Cependant, la valeur de la variance est plus petite que la valeur de la moyenne. Le nombre d'éléments (ou d'items) est toujours indiqué.

3.1.6.5 Tableau 20 : Tableau ANOVA entre les items de la dimension IOR du BIS-II avec un test de Tuckey pour tester la « Nonadditivity » des résidus

ANOVA avec test de non-additivité de Tukey

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Sig.
Entre les personnes	773.071	545	1.418		
Intra-population					
Entre éléments	159.042	4	39.761	102.777	.000
Résidu	.248 ^a	1	.248	.642	.423
Non-additivité					
Equilibre	843.109	2179	.387		
Total	843.358	2180	.387		
Total	1002.400	2184	.459		
Total	1775.471	2729	.651		

Moyenne générale = 2.0139

a. Estimation de Tukey concernant la puissance à laquelle les observations doivent être élevées pour atteindre une additivité égale à 1.150.

Le **Tableau ANOVA** présente les résultats d'une analyse de différence de moyennes entre les éléments (items) de la dimension. Le test choisi pour effectuer cette analyse peut être basé sur une distribution *F* (pour les variables continues), sur le chi carré de Friedman (pour les variables ordinales) ou sur le chi carré de Cochran (pour les variables dichotomiques). On a choisi un test basé sur le chi carré de Friedman, car les données disponibles ont été obtenues par une échelle de type Likert. Ce test est généralement significatif même si les différences sont très faibles lorsque vous avez un échantillon de grande taille ($n > 60$).

3.1.6.6 Tableau 21 : Tableau de comparaison multivariée des moyennes de la dimension IOR du BIS-II

Test T-carré de Hotelling

T-carré de Hotelling	F	ddl1	ddl2	Sig.
353.040	87.774	4	542	.000

Ce test vérifie l'hypothèse nulle que tous les éléments de l'échelle ont la même moyenne pour chacun des participants. Il s'agit de la version multivariée du test *F* du tableau précédent. En considérant nos résultats, on peut dire qu'il y a, au moins, une différence significative entre les moyennes des réponses observées. Cela nous assure que tous les participants n'ont pas répondu de la même façon aux sept items de cette dimension.

3.1.6.7 Tableau 22 : Tableau de corrélation intraclasse pour la dimension IOR du BIS-II

Coefficient de corrélation intra-classe							
	Corrélation intra-classe ^b	Intervalle de confiance à 95%		Test F avec valeur réelle 0			
		Borne inférieure	Limite supérieure	Valeur	ddl1	ddl2	Sig.
Mesures uniques	.348 ^a	.307	.390	3.667	545	2180	.000
Mesures moyennes	.727 ^c	.689	.762	3.667	545	2180	.000

Modèle à effets mixtes à deux facteurs lorsque les effets sur les personnes sont aléatoires et les effets des mesures sont fixes.

- a. L'estimateur est identique, que l'effet d'interaction soit présent ou non.
- b. Coefficients de corrélation intra-classe de type C utilisant une définition d'homogénéité (la variance entre mesures est exclue de l'écart d'activité).
- c. Cette estimation est calculée en supposant que l'effet d'interaction est inexistant, puisqu'il ne peut pas être estimé autrement.

Ce tableau est particulièrement utile quand on veut évaluer la fidélité inter-juges. Dans notre cas, on n'a pas vraiment de la fidélité inter-juges à évaluer, mais on peut analyser le consensus de réponses des participants à cette dimension. En effet, le Coefficient de corrélation intraclasse (CCI) est une mesure générale d'accord ou de consensus. Le coefficient obtenu représente l'accord entre deux ou plusieurs évaluateurs ou entre des méthodes d'évaluation sur le même ensemble de sujets. La question intrinsèque à notre analyse pourrait être : les cinq questions sont-elles généralement répondues de la même façon par les 546 participants?

3.2 Calcul d'alpha de Cronbach pour la dimension (2) « Impulsivité orientée vers la résolution de problème » (IORP)

3.2.1 Tableau 23 : « Case Processing Summary »

Récapitulatif de traitement des observations			
		N	%
Observations	Valide	546	100.0
	Exclus ^a	0	.0
	Total	546	100.0

- a. Suppression par liste basée sur toutes les variables de la procédure.

Ce premier tableau (« Case Processing Summary ») spécifie le nombre d'observations qui ont été incluses dans l'analyse. Dans notre cas, nous voyons que 100 % des 546 observations ont été retenues. Cela implique qu'il n'y avait aucune valeur manquante dans la base de données.

3.2.2 Tableau 24: « Item Statistics »

Statistiques d'item			
	Moyenne	Ecart-type	N
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	2.4945	.96402	546
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	1.8370	.76445	546
BIS29 J'aime les « casse-têtes »	2.7070	.98345	546

Ensuite, le tableau « Item Statistics » est le prochain tableau à être analysé. Il présente les deux statistiques descriptives les plus couramment utilisées (la moyenne et l'écart-type) pour les trois éléments (les 3 items) de l'inventaire BIS-II, lesquels composent la dimension « **Impulsivité orientée vers la résolution de problème** » (IORP). Nous voyons que pour l'ensemble des éléments (items) mesurés sur une échelle en quatre points, les moyennes obtenues varient entre 1,84 et 2,71. Cela signifie que les 546 participants ont répondu, en moyenne, de « Occasionnellement » (réponse « 2 » sur l'échelle de Likert) à « Souvent » (réponse « 3 » sur l'échelle de Likert) aux affirmations concernant l'impulsivité orientée vers la résolution de problème. De plus, on remarque que les écarts-types sont tous plus petits que la moitié de la valeur de sa moyenne correspondante, pouvant signifier que la variabilité obtenue est adéquate (si, en valeurs absolues, les valeurs des écarts-types étaient supérieures par rapport aux valeurs des moyennes, cela pourrait indiquer une variabilité élevée et conséquemment la moyenne perd sa valeur de bien représenter la distribution des 546 données).

3.2.3 Tableau 25: « Item-Total Statistics »

Statistiques de total des éléments					
	Moyenne de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Variance de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Corrélation complète des éléments corrigés	Carré de la corrélation multiple	Alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	4.5440	2.076	.534	.306	.505
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	5.2015	2.638	.510	.280	.562
BIS29 J'aime les « casse-têtes »	4.3315	2.255	.429	.184	.657

En plus des tableaux décrivant des statistiques descriptives, SPSS fournit un tableau particulièrement intéressant : « Statistiques de total des éléments » (Item-Total Statistics), aussi appelé « statistiques item-total de la dimension ». Ce tableau nous aide à mieux comprendre la structure interne de la dimension IORP du BIS-II.

Ce tableau présente cinq colonnes de résultats : trois colonnes (première, deuxième et cinquième) avec de résultats en cas de suppression d'un élément de la dimension concernée et deux colonnes (troisième et quatrième) avec des résultats de corrélations intradimensions. Les deux premières colonnes présentent l'état de quelques importants calculs statistiques descriptifs en cas de suppression d'un des trois éléments (items) inclus dans la dimension concernée. Notamment, il s'agit de la moyenne, de la variance (l'écart-type peut être calculé par la racine carrée de la variance) et de la valeur alpha de la dimension si un des éléments (items) était retiré.

De plus, ce tableau nous permet d'observer également deux autres colonnes : (1) la corrélation item-total corrigée (« corrélation complète des éléments corrigés », connue aussi comme

« corrélation entre chaque élément et l'échelle totale »); et (2) la corrélation multiple au carré (si on multiplie la valeur de la corrélation item-total par elle-même on peut obtenir des valeurs approximatives aux valeurs de cette colonne; les valeurs ne seront pas exactes, car il y a eu un processus de correction qui ne sera pas exploré ici, dû à sa complexité), aussi appelé « indice de détermination » (en multipliant par 100 on obtient le pourcentage de variance totale expliquée par l'élément ou l'item concerné). Idéalement, on devrait obtenir de résultats de corrélation item-total égal ou supérieur à 0,60 et de corrélation multiple égale ou supérieure à 0,35. Par contre, il est déjà acceptable si ces résultats sont égaux ou supérieurs à 0,40 (corrélation item-total) et 0,15 (corrélation multiple au carrée). Ces balises sont arbitraires, mais largement acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous dépassons le seuil idéal requis.

Les résultats de la dernière colonne, celle qui présente les indices alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément concerné (« Cronbach's alpha if Item Deleted »), sont particulièrement intéressants. Il faut les comparer avec le résultat alpha de la dimension (lorsqu'elle contient tous les éléments). On s'attend que le résultat alpha (qui peut varier de 0 à 1) pour l'échelle totale soit le plus élevé de tous, dépassant le seuil minimum requis de 0,70 (ou idéalement de 0,80).

Ceci dit, la prochaine étape est de regarder le résultat alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments).

3.2.4 Tableau 26 : Résultat alpha de Cronbach pour la dimension « **Impulsivité orientée vers la résolution de problème** » (IORP)

Statistiques de fiabilité

Alpha de Cronbach	Alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés	Nombre d'éléments
.671	.680	3

Ce tableau présente trois résultats : l'indice alpha de Cronbach proprement dit, l'indice alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés, et le nombre d'éléments qui intègre la dimension concernée. Alors, il est particulièrement important, car il présente l'indice alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments de la dimension concernée), résultat que nous intéressent plus particulièrement. On remarque ici que la valeur de cet indice est de 0,671, résultat considéré acceptable par les auteurs, puisqu'il dépasse le seuil minimum requis (ce seuil peut varier de 0,60 à 0,80, selon les auteurs). Par conséquent, nous pouvons dire que nous obtenons, pour cette échelle composée de trois éléments ou items, une cohérence interne très satisfaisante [lorsque l'indice alpha est de 0,70, l'erreur-type de mesure est égale à plus de la moitié (0,55) de l'écart-type de la distribution du score total].

En comparant l'indice alpha obtenu ici (0,671) avec les indices alpha en cas de suppression d'éléments ou d'items (qui ont varié entre 0,505 et 0,657) on constate que l'indice alpha pour la dimension totale est d'une part, supérieur à tous les trois autres, et, d'autre part, dépasse notamment le seuil minimum requis. Cela nous permet d'interpréter que la consistance interne (par le biais du calcul alpha de Cronbach) est acceptable en conservant tous les éléments (ou items), puisque si nous en retirons un, la consistance va diminuer.

3.2.5 Tableau 27: Corrélation de chaque item de la dimension IORP avec la dimension Impulsivité

Corrélations		BISTOTAL22
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	Corrélation de Pearson	.363
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	Corrélation de Pearson	.443
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS29 J'aime les « casse-têtes »	Corrélation de Pearson	.351
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546

Ce tableau (« Correlations ») présent des analyses corrélationnelles entre les items de la dimension IORP du BIS-II avec le total de la dimension Impulsivité. Les résultats ont varié entre 0,351 et 0,443. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) est modérée ($r < 0,4$) et positive. Les trois niveaux de signification calculée ici sont significatifs.

3.2.6 Tableaux complémentaires concernant les analyses d'items et l'indice alpha de Cronbach de la dimension « Impulsivité orientée vers la résolution de problème » (IORP) du BIS-II

3.2.6.1 Tableau 28 : Matrice de corrélation inter-items de la dimension IORP du BIS-II

Matrice de corrélation inter-items			
	BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	BIS29 J'aime les « casse-têtes »
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	1.000	.503	.391
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	.503	1.000	.349
BIS29 J'aime les « casse-têtes »	.391	.349	1.000

Ce tableau (« Inter-Item Correlation Matrix ») présente les corrélations inter-items de la dimension IORP du BIS-II. Les résultats ont varié entre 0,349 et 0,503. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) est modérée ($r > 0,4$) et positive (le niveau de signification n'est pas calculé ici, car son importance est mineure dans le cas des analyses alpha de Cronbach). Puisqu'il s'agit d'une matrice, les résultats de la partie supérieure de la valeur 1,000 sont identiques aux résultats de la partie inférieure. Finalement, les résultats obtenus sont considérés de bons prédictors de l'indice alpha de Cronbach obtenu.

3.2.6.2 Tableau 29 : Matrice des covariances inter-items de la dimension IORP du BIS-II

Matrice de covariance inter-items

	BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	BIS29 J'aime les « casse-têtes »
BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	.929	.371	.371
BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	.371	.584	.262
BIS29 J'aime les « casse-têtes »	.371	.262	.967

Ce tableau (« Inter-Item Covariance Matrix ») présent les indices de variances pour chaque item (les valeurs de la diagonale de la matrice) et les indices de covariances inter-items (les autres valeurs hors de la diagonale de la matrice) de la dimension IORP du BIS-II. Les valeurs proprement dites des covariances sont complexes à interpréter. Pour cette raison, l'aspect le plus important à observer est qu'elles sont toutes positives, indiquant que les items varient ensemble (covarient) dans la même direction métrique (un autre excellent prédicteur de la consistance interne de la dimension).

Il est peut-être intéressant à savoir que, si on divise la valeur obtenue de la covariance par la valeur obtenue par la multiplication des écarts-types des deux éléments concernés, on trouve la valeur de la corrélation r (de Pearson) de ces deux éléments (ou items).

Finalement, en ce qui concerne la diagonale de la matrice (les variances des items de la dimension), si on calcule la racine carrée de chacune de ces trois valeurs, on trouve les écarts-types pour chaque item.

3.2.6.3 Tableau 30 : Tableau sommaire des statistiques par item de la dimension IORP du BIS-II

Statistiques récapitulatives d'élément

	Moyenne	Minimum	Maximum	Intervalle	Maximum/Minimum	Variance	Nombre d'éléments
Moyenne des éléments	2.346	1.837	2.707	.870	1.474	.206	3
Variance des éléments	.827	.584	.967	.383	1.655	.044	3
Covariances entre éléments	.335	.262	.371	.109	1.414	.003	3
Corrélations entre éléments	.414	.349	.503	.154	1.442	.005	3

Ce tableau n'est pas nécessairement important d'être présenté, mais il est quand même intéressant d'être vu. La première colonne présente des indices moyens (entre les valeurs « minimum » et « maximum » obtenues) des quatre statistiques déjà calculées. En réalité, il y a des auteurs plus actuels qui indiquent que c'est plus approprié d'analyser la médiane des corrélations/covariances que la moyenne (un débat toujours actuel).

La distance (« Range ») en valeurs numériques entre le minimum et le maximum est relativement courte, ce qui peut être interprété comme positive, car il s'agit d'un autre indice de consistance interne entre les items de la dimension concernée. De plus, il y a aussi la division entre les valeurs maximale et minimale qui doit être entre 1,001 à 1,500. Ces balises sont

arbitraires, mais acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous avons obtenu des résultats satisfaisants (ou limitrophes) à ce propos.

Les variances associées aux moyennes sont restreintes (un autre indicateur de consistance) et le nombre d'items utilisés pour ces calculs est, encore une fois, décrit.

3.2.6.4 Tableau 31 : Tableau des statistiques descriptives pour la dimension IORP du BIS-II

Statistiques d'échelle

Moyenne	Variance	Ecart-type	Nombre d'éléments
7.0385	4.488	2.11859	3

Ce tableau présente deux importantes normes concernant la dimension IORP du BIS-II: la moyenne et l'écart-type de la dimension totale. Encore une fois, on peut interpréter que la dispersion associée à cette dimension est satisfaisante (d'une part, la valeur de l'écart-type est plus petite que la moitié de la valeur de la moyenne). Cependant, la valeur de la variance est plus petite que la valeur de la moyenne. Le nombre d'éléments (ou d'items) est toujours indiqué.

3.2.6.5 Tableau 32 : Tableau ANOVA entre les items de la dimension IORP du BIS-II avec un test de Tuckey pour tester la « Nonadditivity » des résidus

ANOVA avec test de non-additivité de Tukey

		Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Sig.
Entre les personnes		815.397	545	1.496		
Intra-population	Entre éléments	224.641	2	112.321	228.118	.000
	Résidu Non-additivité	12.460 ^a	1	12.460	25.883	.000
	Equilibre	524.232	1089	.481		
	Total	536.692	1090	.492		
Total		761.333	1092	.697		
Total		1576.731	1637	.963		

Moyenne générale = 2.3462

a. Estimation de Tukey concernant la puissance à laquelle les observations doivent être élevées pour atteindre une additivité égale à .217.

Le **Tableau ANOVA** présente les résultats d'une analyse de différence de moyennes entre les éléments (items) de la dimension. Le test choisi pour effectuer cette analyse peut être basé sur une distribution F (pour les variables continues), sur le chi carré de Friedman (pour les variables ordinales) ou sur le chi carré de Cochran (pour les variables dichotomiques). On a choisi un test basé sur le chi carré de Friedman, car les données disponibles ont été obtenues par une échelle de type Likert. Ce test est généralement significatif même si les différences sont très faibles lorsque vous avez un échantillon de grande taille ($n > 60$).

3.2.6.6 Tableau 33 : Tableau de comparaison multivariée des moyennes de la dimension IORP du BIS-II

Test T-carré de Hotelling

T-carré de Hotelling	F	ddl1	ddl2	Sig.
522.572	260.807	2	544	.000

Ce test vérifie l'hypothèse nulle que tous les éléments de l'échelle ont la même moyenne pour chacun des participants. Il s'agit de la version multivariée du test F du tableau précédent. En considérant nos résultats, on peut dire qu'il y a, au moins, une différence significative entre les moyennes des réponses observées. Cela nous assure que tous les participants n'ont pas répondu de la même façon aux trois items de cette dimension.

3.2.6.7 Tableau 34 : Tableau de corrélation intraclasse pour la dimension IORP du BIS-II

Coefficient de corrélation intra-classe

	Corrélation intra-classe ^b	Intervalle de confiance à 95%		Test F avec valeur réelle 0			
		Borne inférieure	Limite supérieure	Valeur	ddl1	ddl2	Sig.
Mesures uniques	.405 ^a	.352	.457	3.039	545	1090	.000
Mesures moyennes	.671 ^c	.620	.716	3.039	545	1090	.000

Modèle à effets mixtes à deux facteurs lorsque les effets sur les personnes sont aléatoires et les effets des mesures sont fixes.

- a. L'estimateur est identique, que l'effet d'interaction soit présent ou non.
- b. Coefficients de corrélation intra-classe de type C utilisant une définition d'homogénéité (la variance entre mesures est exclue de l'écart d'activité).
- c. Cette estimation est calculée en supposant que l'effet d'interaction est inexistant, puisqu'il ne peut pas être estimé autrement.

Ce tableau est particulièrement utile pour quand on veut évaluer la fidélité inter-juges. Dans notre cas, on n'a pas vraiment de la fidélité inter-juges à évaluer, mais on peut analyser le consensus de réponses des participants à cette dimension. En effet, le Coefficient de corrélation intraclasse (CCI) est une mesure générale d'accord ou de consensus. Le coefficient obtenu représente l'accord entre deux ou plusieurs évaluateurs ou entre des méthodes d'évaluation sur le même ensemble de sujets. La question intrinsèque à notre analyse pourrait être : les trois items sont-ils généralement répondus de la même façon par les 546 participants?

3.3 Calcul d'alpha de Cronbach pour la dimension (3) « **Impulsivité orientée vers la planification future** » (IOP)

3.3.1 Tableau 23 : « Case Processing Summary »

Récapitulatif de traitement des observations

		N	%
Observations	Valide	546	100.0
	Exclus ^a	0	.0
	Total	546	100.0

a. Suppression par liste basée sur toutes les variables de la procédure.

Ce premier tableau (« Case Processing Summary ») spécifie le nombre d'observations qui ont été incluses dans l'analyse. Dans notre cas, nous voyons que 100 % des 546 observations ont été retenues. Cela implique qu'il n'y avait aucune valeur manquante dans la base de données.

3.3.2 Tableau 24: « Item Statistics »

Statistiques d'item

	Moyenne	Ecart-type	N
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	2.0952	.75789	546
BIS4 Je suis insouciant	1.5000	.72757	546
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	2.3223	.99288	546
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	1.6886	.79340	546
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	2.2967	.80359	546
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	1.8040	.81052	546

Ensuite, le tableau « Item Statistics » est le prochain tableau à être analysé. Il présente les deux statistiques descriptives les plus couramment utilisées (la moyenne et l'écart-type) pour les six éléments (les 6 items) de l'inventaire BIS-II, lesquels composent la dimension « **Impulsivité orientée vers la planification future** » (IOP). Nous voyons que pour l'ensemble des éléments (items) mesurés sur une échelle en quatre points, les moyennes obtenues varient entre 1,50 et 2,30. Cela signifie que les 546 participants ont répondu, en moyenne, « Occasionnellement » (réponse « 2 » sur l'échelle de Likert) aux affirmations concernant l'impulsivité orientée vers la planification future. De plus, on remarque que les écarts-types sont tous plus petits que la moitié de la valeur de sa moyenne correspondante, pouvant signifier que la variabilité obtenue est adéquate (si, en valeurs absolues, les valeurs des écarts-types étaient supérieures par rapport aux valeurs des moyennes, cela pourrait indiquer une variabilité élevée et conséquemment la moyenne perd sa valeur de bien représenter la distribution des 546 données).

3.3.3 Tableau 25: « Item-Total Statistics »

	Moyenne de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Variance de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Corrélation complète des éléments corrigés	Carré de la corrélation multiple	Alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	9.6117	6.924	.433	.210	.628
BIS4 Je suis insouciant	10.2070	7.082	.416	.187	.634
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	9.3846	6.189	.415	.179	.637
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	10.0183	7.020	.375	.171	.646
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	9.4103	7.248	.307	.134	.668
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	9.9029	6.455	.513	.284	.598

En plus des tableaux décrivant des statistiques descriptives, SPSS fournit un tableau particulièrement intéressant : « Statistiques de total des éléments » (Item-Total Statistics), aussi appelé « statistiques item-total de la dimension ». Ce tableau nous aide à mieux comprendre la structure interne de la dimension IOP du BIS-II.

Ce tableau présente cinq colonnes de résultats : trois colonnes (première, deuxième et cinquième) avec de résultats en cas de suppression d'un élément de la dimension concernée et deux colonnes (troisième et quatrième) avec des résultats de corrélations intradimensions. Les deux premières colonnes présentent l'état de quelques importants calculs statistiques descriptifs en cas de suppression d'un des six éléments (items) inclus dans la dimension concernée. Notamment, il s'agit de la moyenne, de la variance (l'écart-type peut être calculé par la racine carrée de la variance) et de la valeur alpha de la dimension si un des éléments (items) était retiré.

De plus, ce tableau nous permet d'observer également deux autres colonnes : (1) la corrélation item-total corrigée (« corrélation complète des éléments corrigés », connue aussi comme « corrélation entre chaque élément et l'échelle totale »); et (2) la corrélation multiple au carré (si on multiplie la valeur de la corrélation item-total par elle-même on peut obtenir des valeurs approximatives aux valeurs de cette colonne; les valeurs ne seront pas exactes, car il y a eu un processus de correction qui ne sera pas exploré ici, dû à sa complexité), aussi appelé « indice de détermination » (en multipliant par 100 on obtient le pourcentage de variance totale expliquée par l'élément ou l'item concerné). Idéalement, on devrait obtenir de résultats de corrélation item-total égal ou supérieur à 0,60 et de corrélation multiple égale ou supérieure à 0,35. Par contre, il est déjà acceptable si ces résultats sont égaux ou supérieurs à 0,40 (corrélation item-total) et 0,15 (corrélation multiple au carrée). Ces balises sont arbitraires, mais largement acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous dépassons le seuil idéal requis pour la majorité des items, mais deux items (BIS13 et BIS17) obtiennent des résultats inférieurs aux seuils idéaux.

Les résultats de la dernière colonne, celle qui présente les indices alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément concerné (« Cronbach's alpha if Item Deleted »), sont particulièrement intéressants. Il faut les comparer avec le résultat alpha de la dimension (lorsqu'elle contient tous les éléments). On s'attend que le résultat alpha (qui peut varier de 0 à 1) pour l'échelle totale soit le plus élevé de tous, dépassant le seuil minimum requis de 0,70 (ou idéalement de 0,80).

Ceci dit, la prochaine étape est de regarder le résultat alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments).

3.3.4 Tableau 26 : Résultat alpha de Cronbach pour la dimension « **Impulsivité orientée vers la résolution de problème** » (IOP)

Statistiques de fiabilité

Alpha de Cronbach	Alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés	Nombre d'éléments
.677	.680	6

Ce tableau présente trois résultats : l'indice alpha de Cronbach proprement dit, l'indice alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés, et le nombre d'éléments qui intègre la dimension concernée. Alors, il est particulièrement important, car il présente l'indice alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments de la dimension concernée), résultat que nous intéresse plus particulièrement. On remarque ici que la valeur de cet indice est de 0,677, résultat considéré acceptable par les auteurs, puisqu'il dépasse le seuil minimum requis (ce seuil peut varier de 0,60 à 0,80, selon les auteurs). Par conséquent, nous pouvons dire que nous obtenons, pour cette échelle composée de six éléments ou items, une cohérence interne satisfaisante [lorsque l'indice alpha est de 0,70, l'erreur-type de mesure est égale à plus de la moitié (0,55) de l'écart-type de la distribution du score total].

En comparant l'indice alpha obtenu ici (0,677) avec les indices alpha en cas de suppression d'éléments ou d'items (qui ont varié entre 0,598 et 0,668) on constate que l'indice alpha pour la dimension totale est d'une part, supérieur à tous les six autres, et, d'autre part, dépasse notamment le seuil minimum requis. Cela nous permet d'interpréter que la consistance interne (par le biais du calcul alpha de Cronbach) est acceptable en conservant tous les éléments (ou items), puisque si nous en retirons un, la consistance va diminuer.

3.3.5 Tableau 27: Corrélation de chaque item de la dimension IOP avec la dimension Impulsivité

Corrélations		BISTOTAL22
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	Corrélation de Pearson	.508
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS4 Je suis insouciant	Corrélation de Pearson	.540
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	Corrélation de Pearson	.454
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	Corrélation de Pearson	.398
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	Corrélation de Pearson	.312
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	Corrélation de Pearson	.460
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546

Ce tableau (« Correlations ») présent des analyses corrélationnelles entre les items de la dimension IOP du BIS-II avec la dimension Impulsivité avec le total de la dimension Impulsivité. Les résultats ont varié entre 0,312 et 0,540. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) est modérée ($r < 0,4$) et positive. Les six niveaux de signification calculés ici sont significatifs.

3.3.6 Tableaux complémentaires concernant les analyses d'items et l'indice alpha de Cronbach de la dimension « Impulsivité orientée vers la résolution de problème » (IOP) du BIS-II

3.3.6.1 Tableau 28 : Matrice de corrélation inter-items de la dimension IOP du BIS-II

Matrice de corrélation inter-items						
	BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	BIS4 Je suis insouciant	BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	BIS30 Je fais des projets pour l'avenir
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	1.000	.336	.310	.269	.140	.320
BIS4 Je suis insouciant	.336	1.000	.300	.216	.179	.297
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	.310	.300	1.000	.230	.209	.282
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	.269	.216	.230	1.000	.134	.364
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	.140	.179	.209	.134	1.000	.343
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	.320	.297	.282	.364	.343	1.000

Ce tableau (« Inter-Item Correlation Matrix ») présente les corrélations inter-items de la dimension IOP du BIS-II. Les résultats ont varié entre 0,134 et 0,364. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) varie de faible ($r < 0,2$) à modérée ($r > 0,4$) et est positive (le niveau de signification n'est pas calculé ici, car son importance est mineure dans le cas des analyses alpha de Cronbach). Puisqu'il s'agit d'une matrice, les résultats de la partie supérieure de la valeur 1,000 sont identiques aux résultats de la partie inférieure. Finalement, les résultats obtenus sont considérés de bons prédicteurs de l'indice alpha de Cronbach obtenu.

3.3.6.2 Tableau 29 : Matrice des covariances inter-items de la dimension IOP du BIS-II

Matrice de covariance inter-items						
	BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	BIS4 Je suis insouciant	BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	BIS30 Je fais des projets pour l'avenir
BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	.574	.185	.233	.162	.085	.197
BIS4 Je suis insouciant	.185	.529	.217	.125	.105	.175
BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	.233	.217	.986	.181	.167	.227
BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	.162	.125	.181	.629	.085	.234
BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	.085	.105	.167	.085	.646	.223
BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	.197	.175	.227	.234	.223	.657

Ce tableau (« Inter-Item Covariance Matrix ») présent les indices de variances pour chaque item (les valeurs de la diagonale de la matrice) et les indices de covariances inter-items (les autres valeurs hors de la diagonale de la matrice) de la dimension IOP du BIS-II. Les valeurs proprement dites des covariances sont complexes à interpréter. Pour cette raison, l'aspect le plus important à observer est qu'elles sont toutes positives, indiquant que les items varient ensemble (covarient) dans la même direction métrique (un autre excellent prédicteur de la consistance interne de la dimension).

Il est peut-être intéressant à savoir que, si on divise la valeur obtenue de la covariance par la valeur obtenue par la multiplication des écarts-types des deux éléments concernés, on trouve la valeur de la corrélation r (de Pearson) de ces deux éléments (ou items).

Finalement, en ce qui concerne la diagonale de la matrice (les variances des items de la dimension), si on calcule la racine carrée de chacune de ces six valeurs, on trouve les écarts-types pour chaque item.

3.3.6.3 Tableau 30 : Tableau sommaire des statistiques par item de la dimension IOP du BIS-II

Statistiques récapitulatives d'élément							
	Moyenne	Minimum	Maximum	Intervalle	Maximum/Minimum	Variance	Nombre d'éléments
Moyenne des éléments	1.951	1.500	2.322	.822	1.548	.114	6
Variance des éléments	.670	.529	.986	.456	1.862	.026	6
Covariances entre éléments	.173	.085	.234	.149	2.749	.003	6
Corrélations entre éléments	.262	.134	.364	.231	2.726	.005	6

Ce tableau n'est pas nécessairement important d'être présenté, mais il est quand même intéressant d'être vu. La première colonne présente des indices moyens (entre les valeurs « minimum » et « maximum » obtenues) des quatre statistiques déjà calculées. En réalité, il y a des auteurs plus actuels qui indiquent que c'est plus approprié d'analyser la médiane des corrélations/covariances que la moyenne (un débat toujours actuel).

La distance (« Range ») en valeurs numériques entre le minimum et le maximum est relativement courte, ce qui peut être interprété comme positive, car il s'agit d'un autre indice de consistance interne entre les items de la dimension concernée. De plus, il y a aussi la division entre les valeurs maximale et minimale qui doit être entre 1,001 à 1,500. Ces balises sont arbitraires, mais acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous avons obtenu des résultats satisfaisants (ou limitrophes) à ce propos.

Les variances associées aux moyennes sont restreintes (un autre indicateur de consistance) et le nombre d'items utilisés pour ces calculs est, encore une fois, décrit.

3.3.6.4 Tableau 31 : Tableau des statistiques descriptives pour la dimension IOP du BIS-II

Statistiques d'échelle

Moyenne	Variance	Ecart-type	Nombre d'éléments
11.7070	9.224	3.03711	6

Ce tableau présente deux importantes normes concernant la dimension IOP du BIS-II: la moyenne et l'écart-type de la dimension totale. Encore une fois, on peut interpréter que la dispersion associée à cette dimension est satisfaisante (d'une part, la valeur de l'écart-type est plus petite que la moitié de la valeur de la moyenne). Cependant, la valeur de la variance est plus petite que la valeur de la moyenne. Le nombre d'éléments (ou d'items) est toujours indiqué.

3.3.6.5 Tableau 32 : Tableau ANOVA entre les items de la dimension IOP du BIS-II avec un test de Tuckey pour tester la « Nonadditivité » des résidus

ANOVA avec test de non-additivité de Tukey

			Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Sig.
Entre les personnes			837.852	545	1.537		
Intra-population	Entre éléments		312.336	5	62.467	125.719	.000
	Résidu	Non-additivité	3.331 ^a	1	3.331	6.717	.010
		Equilibre	1350.667	2724	.496		
		Total	1353.998	2725	.497		
Total			1666.333	2730	.610		
Total			2504.186	3275	.765		

Moyenne générale = 1.9512

a. Estimation de Tukey concernant la puissance à laquelle les observations doivent être élevées pour atteindre une additivité égale à .602.

Le **Tableau ANOVA** présente les résultats d'une analyse de différence de moyennes entre les éléments (items) de la dimension. Le test choisi pour effectuer cette analyse peut être basé sur une distribution F (pour les variables continues), sur le chi carré de Friedman (pour les variables ordinales) ou sur le chi carré de Cochran (pour les variables dichotomiques). On a choisi un test basé sur le chi carré de Friedman, car les données disponibles ont été obtenues par une échelle de type Likert. Ce test est généralement significatif même si les différences sont très faibles lorsque vous avez un échantillon de grande taille ($n > 60$).

3.3.6.6 Tableau 33 : Tableau de comparaison multivariée des moyennes de la dimension IOP du BIS-II

Test T-carré de Hotelling

T-carré de Hotelling	F	ddl1	ddl2	Sig.
664.553	131.935	5	541	.000

Ce test vérifie l'hypothèse nulle que tous les éléments de l'échelle ont la même moyenne pour chacun des participants. Il s'agit de la version multivariée du test F du tableau précédent. En considérant nos résultats, on peut dire qu'il y a, au moins, une différence significative entre les moyennes des réponses observées. Cela nous assure que tous les participants n'ont pas répondu de la même façon aux trois items de cette dimension.

3.3.6.7 Tableau 34 : Tableau de corrélation intraclasse pour la dimension IOP du BIS-II

Coefficient de corrélation intra-classe

	Corrélation intra-classe ^b	Intervalle de confiance à 95%		Test F avec valeur réelle 0			
		Borne inférieure	Limite supérieure	Valeur	ddl1	ddl2	Sig.
Mesures uniques	.259 ^a	.223	.297	3.094	545	2725	.000
Mesures moyennes	.677 ^c	.633	.717	3.094	545	2725	.000

Modèle à effets mixtes à deux facteurs lorsque les effets sur les personnes sont aléatoires et les effets des mesures sont fixes.

a. L'estimateur est identique, que l'effet d'interaction soit présent ou non.

b. Coefficients de corrélation intra-classe de type C utilisant une définition d'homogénéité (la variance entre mesures est exclue de l'écart d'activité).

c. Cette estimation est calculée en supposant que l'effet d'interaction est inexistant, puisqu'il ne peut pas être estimé autrement.

Ce tableau est particulièrement utile pour quand on veut évaluer la fidélité inter-juges. Dans notre cas, on n'a pas vraiment de la fidélité inter-juges à évaluer, mais on peut analyser le consensus de réponses des participants à cette dimension. En effet, le Coefficient de corrélation intraclasse (CCI) est une mesure générale d'accord ou de consensus. Le coefficient obtenu représente l'accord entre deux ou plusieurs évaluateurs ou entre des méthodes d'évaluation sur le même ensemble de sujets. La question intrinsèque à notre analyse pourrait être : les six items sont-ils généralement répondus de la même façon par les 546 participants?

3.4 Calcul d'alpha de Cronbach pour la dimension (4) « **Impulsivité orientée vers la gestion financière** » (IOGF)

3.4.1 Tableau 23 : « Case Processing Summary »

Récapitulatif de traitement des observations

	N	%
Observations Valide	546	100.0
Exclus ^a	0	.0
Total	546	100.0

a. Suppression par liste basée sur toutes les variables de la procédure.

Ce premier tableau (« Case Processing Summary ») spécifie le nombre d'observations qui ont été incluses dans l'analyse. Dans notre cas, nous voyons que 100 % des 546 observations ont été retenues. Cela implique qu'il n'y avait aucune valeur manquante dans la base de données.

3.4.2 Tableau 24: « Item Statistics »

Statistiques d'item

	Moyenne	Ecart-type	N
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	2.2656	1.04442	546
BIS22 J'achète les choses sur un «coup de tête»	2.1154	.86706	546
BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne	1.3993	.69726	546

Ensuite, le tableau « Item Statistics » est le prochain tableau à être analysé. Il présente les deux statistiques descriptives les plus couramment utilisées (la moyenne et l'écart-type) pour les trois éléments (les 3 items) de l'inventaire BIS-II, lesquels composent la dimension « **Impulsivité orientée vers la gestion financière** » (IOGF). Nous voyons que pour l'ensemble des éléments (items) mesurés sur une échelle en quatre points, les moyennes obtenues varient entre 1,40 et 2,27. Cela signifie que les 546 participants ont répondu, en moyenne, « Occasionnellement » (réponse « 2 » sur l'échelle de Likert) aux affirmations concernant l'impulsivité orientée vers la gestion financière. De plus, on remarque que les écarts-types sont tous plus petits que la moitié de la valeur de sa moyenne correspondante, pouvant signifier que la variabilité obtenue est adéquate (si, en valeurs absolues, les valeurs des écarts-types étaient supérieures par rapport aux valeurs des moyennes, cela pourrait indiquer une variabilité élevée et conséquemment la moyenne perd sa valeur de bien représenter la distribution des 546 données).

3.4.3 Tableau 25: « Item-Total Statistics »

Statistiques de total des éléments

	Moyenne de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Variance de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Corrélation complète des éléments corrigés	Carré de la corrélation multiple	Alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	3.5147	1.560	.504	.277	.413
BIS22 J'achète les choses sur un «coup de tête»	3.6648	2.271	.361	.131	.611
BIS25 Je dépense ou paie à crédit plus que je gagne	4.3810	2.464	.464	.239	.504

En plus des tableaux décrivant des statistiques descriptives, SPSS fournit un tableau particulièrement intéressant : « Statistiques de total des éléments » (Item-Total Statistics), aussi appelé « statistiques item-total de la dimension ». Ce tableau nous aide à mieux comprendre la structure interne de la dimension IOGF du BIS-II.

Ce tableau présente cinq colonnes de résultats : trois colonnes (première, deuxième et cinquième) avec de résultats en cas de suppression d'un élément de la dimension concernée et deux colonnes (troisième et quatrième) avec des résultats de corrélations intradimensions. Les deux premières colonnes présentent l'état de quelques importants calculs statistiques descriptifs en cas de suppression d'un des trois éléments (items) inclus dans la dimension concernée. Notamment, il s'agit de la moyenne, de la variance (l'écart-type peut être calculé par la racine carrée de la variance) et de la valeur alpha de la dimension si un des éléments (items) était retiré.

De plus, ce tableau nous permet d'observer également deux autres colonnes : (1) la corrélation item-total corrigée (« corrélation complète des éléments corrigés », connue aussi comme « corrélation entre chaque élément et l'échelle totale »); et (2) la corrélation multiple au carré (si on multiplie la valeur de la corrélation item-total par elle-même on peut obtenir des valeurs approximatives aux valeurs de cette colonne; les valeurs ne seront pas exactes, car il y a eu un processus de correction qui ne sera pas exploré ici, dû à sa complexité), aussi appelé « indice de détermination » (en multipliant par 100 on obtient le pourcentage de variance totale expliquée par l'élément ou l'item concerné). Idéalement, on devrait obtenir de résultats de corrélation item-total égal ou supérieur à 0,60 et de corrélation multiple égale ou supérieure à 0,35. Par contre, il est déjà acceptable si ces résultats sont égaux ou supérieurs à 0,40 (corrélation item-total) et 0,15 (corrélation multiple au carrée). Ces balises sont arbitraires, mais largement acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous dépassons le seuil idéal requis, sauf pour l'item BIS22.

Les résultats de la dernière colonne, celle qui présente les indices alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément concerné (« Cronbach's alpha if Item Deleted »), sont particulièrement intéressants. Il faut les comparer avec le résultat alpha de la dimension (lorsqu'elle contient tous les éléments). On s'attend que le résultat alpha (qui peut varier de 0 à 1) pour l'échelle totale soit le plus élevé de tous, dépassant le seuil minimum requis de 0,70 (ou idéalement de 0,80).

Ceci dit, la prochaine étape est de regarder le résultat alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments).

3.4.4 Tableau 26 : Résultat alpha de Cronbach pour la dimension « Impulsivité orientée vers la gestion financière » (IOGF)

Statistiques de fiabilité

Alpha de Cronbach	Alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés	Nombre d'éléments
.619	.630	3

Ce tableau présente trois résultats : l'indice alpha de Cronbach proprement dit, l'indice alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés, et le nombre d'éléments qui intègre la dimension concernée. Alors, il est particulièrement important, car il présente l'indice alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments de la dimension concernée), résultat que nous intéressons plus particulièrement. On remarque ici que la valeur de cet indice est de 0,619, résultat considéré acceptable par les auteurs, puisqu'il dépasse le seuil minimum requis (ce seuil peut varier de 0,60 à 0,80, selon les auteurs). Par conséquent, nous pouvons dire que nous obtenons, pour cette échelle composée de trois éléments ou items, une cohérence interne très satisfaisante [lorsque l'indice alpha est de 0,70, l'erreur-type de mesure est égale à plus de la moitié (0,55) de l'écart-type de la distribution du score total].

En comparant l'indice alpha obtenu ici (0,619) avec les indices alpha en cas de suppression d'éléments ou d'items (qui ont varié entre 0,413 et 0,611) on constate que l'indice alpha pour la dimension totale est d'une part, supérieur à tous les trois autres, et, d'autre part, dépasse notamment le seuil minimum requis. Cela nous permet d'interpréter que la consistance interne (par le biais du calcul alpha de Cronbach) est acceptable en conservant tous les éléments (ou items), puisque si nous en retirons un, la consistance va diminuer.

3.4.5 Tableau 27: Corrélation de chaque item de la dimension IOGF avec la dimension Impulsivité

Corrélations

		BISTOTAL22
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	Corrélation de Pearson	.505
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS22 J'achète les choses sur un « coup de tête »	Corrélation de Pearson	.470
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne	Corrélation de Pearson	.357
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546

Ce tableau (« Corrélations ») présente des analyses corrélationnelles entre les items de la dimension IOGF du BIS-II avec le total de la dimension Impulsivité. Les résultats ont varié entre 0,357 et 0,505. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) est modérée ($r < 0,4$) et positive. Les trois niveaux de signification calculée ici sont significatifs.

3.4.6 Tableaux complémentaires concernant les analyses d'items et l'indice alpha de Cronbach de la dimension « **Impulsivité orientée vers la gestion financière** » (IOGF) du BIS-II

3.4.6.1 Tableau 28 : Matrice de corrélation inter-items de la dimension IOGF du BIS-II

Matrice de corrélation inter-items

	BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	BIS22 J'achète les choses sur un « coup de tête »	BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	1.000	.343	.476
BIS22 J'achète les choses sur un « coup de tête »	.343	1.000	.267
BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne	.476	.267	1.000

Ce tableau (« Inter-Item Correlation Matrix ») présente les corrélations inter-items de la dimension IOGF du BIS-II. Les résultats ont varié entre 0,267 et 0,476. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) est modérée ($r > 0,4$) et positive (le niveau de signification n'est pas calculé ici, car son importance est mineure dans le cas des analyses alpha de Cronbach). Puisqu'il s'agit d'une matrice, les résultats de la partie supérieure de la valeur 1,000 sont identiques aux résultats de la partie inférieure. Finalement, les résultats obtenus sont considérés de bons prédictors de l'indice alpha de Cronbach obtenu.

3.4.6.2 Tableau 29 : Matrice des covariances inter-items de la dimension IOGF du BIS-II

Matrice de covariance inter-items

	BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	BIS22 J'achète les choses sur un « coup de tête »	BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne
BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	1.091	.311	.347
BIS22 J'achète les choses sur un « coup de tête »	.311	.752	.161
BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne	.347	.161	.486

Ce tableau (« Inter-Item Covariance Matrix ») présente les indices de variances pour chaque item (les valeurs de la diagonale de la matrice) et les indices de covariances inter-items (les autres valeurs hors de la diagonale de la matrice) de la dimension IOGF du BIS-II. Les valeurs proprement dites des covariances sont complexes à interpréter. Pour cette raison, l'aspect le plus important à observer est qu'elles sont toutes positives, indiquant que les items varient ensemble (covariant) dans la même direction métrique (un autre excellent prédictor de la consistance interne de la dimension).

Il est peut-être intéressant à savoir que, si on divise la valeur obtenue de la covariance par la valeur obtenue par la multiplication des écarts-types des deux éléments concernés, on trouve la valeur de la corrélation r (de Pearson) de ces deux éléments (ou items).

Finalement, en ce qui concerne la diagonale de la matrice (les variances des items de la dimension), si on calcule la racine carrée de chacune de ces trois valeurs, on trouve les écarts-types pour chaque item.

3.4.6.3 Tableau 30 : Tableau sommaire des statistiques par item de la dimension IOGF du BIS-II

Statistiques récapitulatives d'élément

	Moyenne	Minimum	Maximum	Intervalle	Maximum/Minimum	Variance	Nombre d'éléments
Moyenne des éléments	1.927	1.399	2.266	.866	1.619	.214	3
Variance des éléments	.776	.486	1.091	.605	2.244	.092	3
Covariances entre éléments	.273	.161	.347	.186	2.153	.008	3
Corrélations entre éléments	.362	.267	.476	.210	1.787	.009	3

Ce tableau n'est pas nécessairement important d'être présenté, mais il est quand même intéressant d'être vu. La première colonne présente des indices moyens (entre les valeurs « minimum » et « maximum » obtenues) des quatre statistiques déjà calculées. En réalité, il y a des auteurs plus actuels qui indiquent que c'est plus approprié d'analyser la médiane des corrélations/covariances que la moyenne (un débat toujours actuel).

La distance (« Range ») en valeurs numériques entre le minimum et le maximum est relativement courte, ce qui peut être interprété comme positive, car il s'agit d'un autre indice de consistance interne entre les items de la dimension concernée. De plus, il y a aussi la division entre les valeurs maximale et minimale qui doit être entre 1,001 à 1,500. Ces balises sont arbitraires, mais acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous avons obtenu des résultats satisfaisants (ou limitrophes) à ce propos.

Les variances associées aux moyennes sont restreintes (un autre indicateur de consistance) et le nombre d'items utilisés pour ces calculs est, encore une fois, décrit.

3.4.6.4 Tableau 31 : Tableau des statistiques descriptives pour la dimension IOGF du BIS-II

Statistiques d'échelle

Moyenne	Variance	Ecart-type	Nombre d'éléments
5.7802	3.966	1.99155	3

Ce tableau présente deux importantes normes concernant la dimension IOGF du BIS-II: la moyenne et l'écart-type de la dimension totale. Encore une fois, on peut interpréter que la dispersion associée à cette dimension est satisfaisante (d'une part, la valeur de l'écart-type est plus petite que la moitié de la valeur de la moyenne). Cependant, la valeur de la variance est plus grande que la valeur de la moyenne. Le nombre d'éléments (ou d'items) est toujours indiqué.

3.4.6.5 Tableau 32 : Tableau ANOVA entre les items de la dimension IOGF du BIS-II avec un test de Tuckey pour tester la « Nonadditivity » des résidus

ANOVA avec test de non-additivité de Tukey

			Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Sig.
Entre les personnes			720.542	545	1.322		
Intra-population	Entre éléments		234.026	2	117.013	232.473	.000
	Résidu	Non-additivité	28.610 ^a	1	28.610	59.912	.000
		Equilibre	520.031	1089	.478		
	Total		548.641	1090	.503		
	Total		782.667	1092	.717		
Total			1503.209	1637	.918		

Moyenne générale = 1.9267

a. Estimation de Tukey concernant la puissance à laquelle les observations doivent être élevées pour atteindre une additivité égale à -.016.

Le **Tableau ANOVA** présente les résultats d'une analyse de différence de moyennes entre les éléments (items) de la dimension. Le test choisi pour effectuer cette analyse peut être basé sur une distribution F (pour les variables continues), sur le chi carré de Friedman (pour les variables ordinales) ou sur le chi carré de Cochran (pour les variables dichotomiques). On a choisi un test basé sur le chi carré de Friedman, car les données disponibles ont été obtenues par une échelle de type Likert. Ce test est généralement significatif même si les différences sont très faibles lorsque vous avez un échantillon de grande taille ($n > 60$).

3.4.6.6 Tableau 33 : Tableau de comparaison multivariée des moyennes de la dimension IOGF du BIS-II

Test T-carré de Hotelling

T-carré de Hotelling	F	ddl1	ddl2	Sig.
588.694	293.807	2	544	.000

Ce test vérifie l'hypothèse nulle que tous les éléments de l'échelle ont la même moyenne pour chacun des participants. Il s'agit de la version multivariée du test F du tableau précédent. En considérant nos résultats, on peut dire qu'il y a, au moins, une différence significative entre les moyennes des réponses observées. Cela nous assure que tous les participants n'ont pas répondu de la même façon aux trois items de cette dimension.

3.4.6.7 Tableau 34 : Tableau de corrélation intraclasse pour la dimension IOGF du BIS-II

Coefficient de corrélation intra-classe							
	Corrélation intra-classe ^b	Intervalle de confiance à 95%		Test F avec valeur réelle 0			
		Borne inférieure	Limite supérieure	Valeur	ddl1	ddl2	Sig.
Mesures uniques	.352 ^a	.298	.405	2,627	545	1090	.000
Mesures moyennes	.619 ^c	.560	.671	2,627	545	1090	.000

Modèle à effets mixtes à deux facteurs lorsque les effets sur les personnes sont aléatoires et les effets des mesures sont fixes.

- a. L'estimateur est identique, que l'effet d'interaction soit présent ou non.
- b. Coefficients de corrélation intra-classe de type C utilisant une définition d'homogénéité (la variance entre mesures est exclue de l'écart d'activité).
- c. Cette estimation est calculée en supposant que l'effet d'interaction est inexistant, puisqu'il ne peut pas être estimé autrement.

Ce tableau est particulièrement utile pour quand on veut évaluer la fidélité inter-juges. Dans notre cas, on n'a pas vraiment de la fidélité inter-juges à évaluer, mais on peut analyser le consensus de réponses des participants à cette dimension. En effet, le Coefficient de corrélation intraclasse (CCI) est une mesure générale d'accord ou de consensus. Le coefficient obtenu représente l'accord entre deux ou plusieurs évaluateurs ou entre des méthodes d'évaluation sur le même ensemble de sujets. La question intrinsèque à notre analyse pourrait être : les trois items sont généralement répondus de la même façon par les 546 participants?

3.5 Calcul d'alpha de Cronbach pour la dimension (5) « Impulsivité orientée vers la concentration » (IOC)

3.5.1 Tableau 23 : « Case Processing Summary »

Récapitulatif de traitement des observations

		N	%
Observations	Valide	546	100.0
	Exclus ^a	0	.0
	Total	546	100.0

- a. Suppression par liste basée sur toutes les variables de la procédure.

Ce premier tableau (« Case Processing Summary ») spécifie le nombre d'observations qui ont été incluses dans l'analyse. Dans notre cas, nous voyons que 100 % des 546 observations ont été retenues. Cela implique qu'il n'y avait aucune valeur manquante dans la base de données.

3.5.2 Tableau 24: « Item Statistics »

Statistiques d'item			
	Moyenne	Ecart-type	N
BIS6 Mes pensées défilent très vite	2.8425	.80646	546
BIS9 Je me concentre facilement	2.3333	.85169	546
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	1.7564	.87640	546
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	2.8663	.81188	546
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	1.7674	.73878	546

Ensuite, le tableau « Item Statistics » est le prochain tableau à être analysé. Il présente les deux statistiques descriptives les plus couramment utilisées (la moyenne et l'écart-type) pour les cinq éléments (les 5 items) de l'inventaire BIS-II, lesquels composent la dimension « **Impulsivité orientée vers la concentration** » (IOC). Nous voyons que pour l'ensemble des éléments (items) mesurés sur une échelle en quatre points, les moyennes obtenues varient entre 1,76 et 2,87. Cela signifie que les 546 participants ont répondu, en moyenne, de « Occasionnellement » (réponse « 2 » sur l'échelle de Likert) à « Souvent » (réponse « 3 » sur l'échelle de Likert) aux affirmations concernant l'impulsivité orientée vers la résolution de problème. De plus, on remarque que les écarts-types sont tous plus petits que la moitié de la valeur de sa moyenne correspondante, pouvant signifier que la variabilité obtenue est adéquate (si, en valeurs absolues, les valeurs des écarts-types étaient supérieures par rapport aux valeurs des moyennes, cela pourrait indiquer une variabilité élevée et conséquemment la moyenne perd sa valeur de bien représenter la distribution des 546 données).

3.5.3 Tableau 25: « Item-Total Statistics »

Statistiques de total des éléments					
	Moyenne de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Variance de l'échelle en cas de suppression d'un élément	Corrélation complète des éléments corrigés	Carré de la corrélation multiple	Alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément
BIS6 Mes pensées défilent très vite	8.7234	4.916	.330	.149	.601
BIS9 Je me concentre facilement	9.2326	4.726	.350	.137	.593
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	9.8095	4.455	.411	.254	.561
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	8.6996	4.772	.370	.173	.582
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	9.7985	4.715	.463	.284	.541

En plus des tableaux décrivant des statistiques descriptives, SPSS fournit un tableau particulièrement intéressant : « Statistiques de total des éléments » (Item-Total Statistics), aussi appelé « statistiques item-total de la dimension ». Ce tableau nous aide à mieux comprendre la structure interne de la dimension IOC du BIS-II.

Ce tableau présente cinq colonnes de résultats : trois colonnes (première, deuxième et cinquième) avec de résultats en cas de suppression d'un élément de la dimension concernée et deux colonnes (troisième et quatrième) avec des résultats de corrélations intradimensions. Les deux premières colonnes présentent l'état de quelques importants calculs statistiques descriptifs en cas de suppression d'un des cinq éléments (items) inclus dans la dimension concernée. Notamment, il s'agit de la moyenne, de la variance (l'écart-type peut être calculé par la racine carrée de la variance) et de la valeur alpha de la dimension si un des éléments (items) était retiré.

De plus, ce tableau nous permet d'observer également deux autres colonnes : (1) la corrélation item-total corrigée (« corrélation complète des éléments corrigés », connue aussi comme « corrélation entre chaque élément et l'échelle totale »); et (2) la corrélation multiple au carré (si on multiplie la valeur de la corrélation item-total par elle-même on peut obtenir des valeurs approximatives aux valeurs de cette colonne; les valeurs ne seront pas exactes, car il y a eu un processus de correction qui ne sera pas exploré ici, dû à sa complexité), aussi appelé « indice de détermination » (en multipliant par 100 on obtient le pourcentage de variance totale expliquée par l'élément ou l'item concerné). Idéalement, on devrait obtenir de résultats de corrélation item-total égal ou supérieur à 0,60 et de corrélation multiple égale ou supérieure à 0,35. Par contre, il est déjà acceptable si ces résultats sont égaux ou supérieurs à 0,40 (corrélation item-total) et 0,15 (corrélation multiple au carrée). Ces balises sont arbitraires, mais largement acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous dépassons le seuil idéal requis.

Les résultats de la dernière colonne, celle qui présente les indices alpha de Cronbach en cas de suppression de l'élément concerné (« Cronbach's alpha if Item Deleted »), sont particulièrement intéressants. Il faut les comparer avec le résultat alpha de la dimension (lorsqu'elle contient tous les éléments). On s'attend que le résultat alpha (qui peut varier de 0 à 1) pour l'échelle totale soit le plus élevé de tous, dépassant le seuil minimum requis de 0,70 (ou idéalement de 0,80).

Ceci dit, la prochaine étape est de regarder le résultat alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments).

3.5.4 Tableau 26 : résultat alpha de Cronbach pour la dimension « Impulsivité orientée vers la concentration » (IOC)

Statistiques de fiabilité

Alpha de Cronbach	Alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés	Nombre d'éléments
.629	.632	5

Ce tableau présente trois résultats : l'indice alpha de Cronbach proprement dit, l'indice alpha de Cronbach basé sur des éléments normalisés, et le nombre d'éléments qui intègre la dimension concernée. Alors, il est particulièrement important, car il présente l'indice alpha de Cronbach pour la dimension totale (lorsqu'elle contient tous les éléments de la dimension concernée), résultat que nous intéressons plus particulièrement. On remarque ici que la valeur de cet indice est de 0,671, résultat considéré acceptable par les auteurs, puisqu'il dépasse le seuil minimum requis (ce seuil peut varier de 0,60 à 0,80, selon les auteurs). Par conséquent, nous pouvons dire que nous obtenons, pour cette échelle composée de cinq éléments ou items, une cohérence interne très satisfaisante [lorsque l'indice alpha est de 0,70, l'erreur-type de mesure est égale à plus de la moitié (0,55) de l'écart-type de la distribution du score total].

En comparant l'indice alpha obtenu ici (0,629) avec les indices alpha en cas de suppression d'éléments ou d'items (qui ont varié entre 0,541 et 0,601) on constate que l'indice alpha pour la dimension totale est d'une part, supérieur à tous les cinq autres, et, d'autre part, dépasse notamment le seuil minimum requis. Cela nous permet d'interpréter que la consistance interne (par le biais du calcul alpha de Cronbach) est acceptable en conservant tous les éléments (ou items), puisque si nous en retirons un, la consistance va diminuer.

3.5.5 Tableau 27: Corrélation de chaque item de la dimension IOC avec la dimension Impulsivité

Corrélations		BISTOTAL22
BIS6 Mes pensées défilent très vite	Corrélation de Pearson	.338
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS9 Je me concentre facilement	Corrélation de Pearson	.481
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	Corrélation de Pearson	.440
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	Corrélation de Pearson	.327
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	Corrélation de Pearson	.512
	Sig. (bilatérale)	.000
	N	546

Ce tableau (« Correlations ») présent des analyses corrélationnelles entre les items de la dimension IOC du BIS-II avec le total de la dimension Impulsivité. Les résultats ont varié entre 0,327 et 0,512. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) est modérée ($r < 0,4$) et positive. Les trois niveaux de signification calculée ici sont significatifs.

3.5.6 Tableaux complémentaires concernant les analyses d'items et l'indice alpha de Cronbach de la dimension « Impulsivité orientée vers la concentration » (IOC) du BIS-II

3.5.6.1 Tableau 28 : Matrice de corrélation inter-items de la dimension IOC du BIS-II

Matrice de corrélation inter-items					
	BIS6 Mes pensées défilent très vite	BIS9 Je me concentre facilement	BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions
BIS6 Mes pensées défilent très vite	1.000	.159	.205	.355	.172
BIS9 Je me concentre facilement	.159	1.000	.234	.240	.313
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	.205	.234	1.000	.181	.482
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	.355	.240	.181	1.000	.217
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	.172	.313	.482	.217	1.000

Ce tableau (« Inter-Item Correlation Matrix ») présente les corrélations inter-items de la dimension IOC du BIS-II. Les résultats ont varié entre 0,159 et 0,482. Ces résultats indiquent que l'association linéaire entre ces éléments (ou items) varie de faible ($r < 0,2$) à modérée ($r > 0,4$) et est positive (le niveau de signification n'est pas calculé ici, car son importance est

mineure dans le cas des analyses alpha de Cronbach). Puisqu'il s'agit d'une matrice, les résultats de la partie supérieure de la valeur 1,000 sont identiques aux résultats de la partie inférieure. Finalement, les résultats obtenus sont considérés de bons prédicteurs de l'indice alpha de Cronbach obtenu.

3.5.6.2 Tableau 29 : Matrice des covariances inter-items de la dimension IOC du BIS-II

Matrice de covariance inter-items					
	BIS6 Mes pensées défilent très vite	BIS9 Je me concentre facilement	BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions
BIS6 Mes pensées défilent très vite	.650	.109	.145	.232	.103
BIS9 Je me concentre facilement	.109	.725	.175	.166	.197
BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	.145	.175	.768	.129	.312
BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	.232	.166	.129	.659	.130
BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	.103	.197	.312	.130	.546

Ce tableau (« Inter-Item Covariance Matrix ») présent les indices de variances pour chaque item (les valeurs de la diagonale de la matrice) et les indices de covariances inter-items (les autres valeurs hors de la diagonale de la matrice) de la dimension IOC du BIS-II. Les valeurs proprement dites des covariances sont complexes à interpréter. Pour cette raison, l'aspect le plus important à observer est qu'elles sont toutes positives, indiquant que les items varient ensemble (covarient) dans la même direction métrique (un autre excellent prédicteur de la consistance interne de la dimension).

Il est peut-être intéressant à savoir que, si on divise la valeur obtenue de la covariance par la valeur obtenue par la multiplication des écarts-types des deux éléments concernés, on trouve la valeur de la corrélation r (de Pearson) de ces deux éléments (ou items).

Finalement, en ce qui concerne la diagonale de la matrice (les variances des items de la dimension), si on calcule la racine carrée de chacune de ces trois valeurs, on trouve les écarts-types pour chaque item.

3.5.6.3 Tableau 30 : Tableau sommaire des statistiques par item de la dimension IOC du BIS-II

Statistiques récapitulatives d'élément							
	Moyenne	Minimum	Maximum	Intervalle	Maximum/Minimum	Variance	Nombre d'éléments
Moyenne des éléments	2.313	1.756	2.866	1.110	1.632	.299	5
Variance des éléments	.670	.546	.768	.222	1.407	.007	5
Covariances entre éléments	.170	.103	.312	.209	3.037	.004	5
Corrélations entre éléments	.256	.159	.482	.323	3.024	.010	5

Ce tableau n'est pas nécessairement important d'être présenté, mais il est quand même intéressant d'être vu. La première colonne présente des indices moyens (entre les valeurs « minimum » et « maximum » obtenues) des quatre statistiques déjà calculées. En réalité, il y a

des auteurs plus actuels qui indiquent que c'est plus approprié d'analyser la médiane des corrélations/covariances que la moyenne (un débat toujours actuel).

La distance (« Range ») en valeurs numériques entre le minimum et le maximum est relativement courte, ce qui peut être interprété comme positive, car il s'agit d'un autre indice de consistance interne entre les items de la dimension concernée. De plus, il y a aussi la division entre les valeurs maximale et minimale qui doit être entre 1,001 à 1,500. Ces balises sont arbitraires, mais acceptées par la communauté scientifique. Dans notre cas, nous avons obtenu des résultats satisfaisants (ou limitrophes) à ce propos.

Les variances associées aux moyennes sont restreintes (un autre indicateur de consistance) et le nombre d'items utilisés pour ces calculs est, encore une fois, décrit.

3.5.6.4 Tableau 31 : Tableau des statistiques descriptives pour la dimension IOC du BIS-II

Statistiques d'échelle

Moyenne	Variance	Ecart-type	Nombre d'éléments
11.5659	6.745	2.59715	5

Ce tableau présente deux importantes normes concernant la dimension IOC du BIS-II: la moyenne et l'écart-type de la dimension totale. Encore une fois, on peut interpréter que la dispersion associée à cette dimension est satisfaisante (d'une part, la valeur de l'écart-type est plus petite que la moitié de la valeur de la moyenne). Cependant, la valeur de la variance est plus grande que la valeur de la moyenne. Le nombre d'éléments (ou d'items) est toujours indiqué.

3.5.6.5 Tableau 32 : Tableau ANOVA entre les items de la dimension IOC du BIS-II avec un test de Tuckey pour tester la « Nonadditivity » des résidus

ANOVA avec test de non-additivité de Tukey

	Somme des carrés	ddl	Moyenne des carrés	F	Sig.
Entre les personnes	735.225	545	1.349		
Intra-population					
Entre éléments	652.136	4	163.034	326.108	.000
Résidu	1.370 ^a	1	1.370	2.743	.098
Non-additivité					
Equilibre	1088.494	2179	.500		
Total	1089.864	2180	.500		
Total	1742.000	2184	.798		
Total	2477.225	2729	.908		

Moyenne générale = 2.3132

a. Estimation de Tukey concernant la puissance à laquelle les observations doivent être élevées pour atteindre une additivité égale à 1.204.

Le **Tableau ANOVA** présente les résultats d'une analyse de différence de moyennes entre les éléments (items) de la dimension. Le test choisi pour effectuer cette analyse peut être basé sur une distribution *F* (pour les variables continues), sur le chi carré de Friedman (pour les variables ordinales) ou sur le chi carré de Cochran (pour les variables dichotomiques). On a choisi un test basé sur le chi carré de Friedman, car les données disponibles ont été obtenues par une échelle de

type Likert. Ce test est généralement significatif même si les différences sont très faibles lorsque vous avez un échantillon de grande taille ($n > 60$).

3.5.6.6 Tableau 33 : Tableau de comparaison multivariée des moyennes de la dimension IOC du BIS-II

Test T-carré de Hotelling

T-carré de Hotelling	F	ddl1	ddl2	Sig.
987.919	245.620	4	542	.000

Ce test vérifie l'hypothèse nulle que tous les éléments de l'échelle ont la même moyenne pour chacun des participants. Il s'agit de la version multivariée du test F du tableau précédent. En considérant nos résultats, on peut dire qu'il y a, au moins, une différence significative entre les moyennes des réponses observées. Cela nous assure que tous les participants n'ont pas répondu de la même façon aux trois items de cette dimension.

3.5.6.7 Tableau 34 : Tableau de corrélation intraclasse pour la dimension IOC du BIS-II

Coefficient de corrélation intra-classe

	Corrélation intra-classe ^b	Intervalle de confiance à 95%		Test F avec valeur réelle 0			
		Borne inférieure	Limite supérieure	Valeur	ddl1	ddl2	Sig.
Mesures uniques	.254 ^a	.215	.295	2.698	545	2180	.000
Mesures moyennes	.629 ^c	.578	.676	2.698	545	2180	.000

Modèle à effets mixtes à deux facteurs lorsque les effets sur les personnes sont aléatoires et les effets des mesures sont fixes.

- a. L'estimateur est identique, que l'effet d'interaction soit présent ou non.
- b. Coefficients de corrélation intra-classe de type C utilisant une définition d'homogénéité (la variance entre mesures est exclue de l'écart d'activité).
- c. Cette estimation est calculée en supposant que l'effet d'interaction est inexistant, puisqu'il ne peut pas être estimé autrement.

Ce tableau est particulièrement utile pour quand on veut évaluer la fidélité inter-juges. Dans notre cas, on n'a pas vraiment de la fidélité inter-juges à évaluer, mais on peut analyser le consensus de réponses des participants à cette dimension. En effet, le Coefficient de corrélation intraclasse (CCI) est une mesure générale d'accord ou de consensus. Le coefficient obtenu représente l'accord entre deux ou plusieurs évaluateurs ou entre des méthodes d'évaluation sur le même ensemble de sujets. La question intrinsèque à notre analyse pourrait être : les trois items sont généralement répondus de la même façon par les 546 participants?

3.6 Tableau 35 : Corrélation de chaque item avec sa dimension (en gras) et avec les autres dimensions :

		IOR	IORP	IOP	IOGF	IOC
IOR	BIS2 Je fais les choses sans réfléchir	.759**	.201**	.446**	.352**	.300**
	BIS17 J'agis sur un « coup de tête »	.753**	.169**	.351**	.421**	.292**
	BIS19 J'agis selon l'inspiration du moment	.706**	.099*	.331**	.186**	.300**
	BIS3 Je me décide rapidement	.582**	.040	.172**	.111**	.079
	BIS14 Je dis les choses sans réfléchir	.673**	.243**	.280**	.200**	.329**
IORP	BIS15 J'aime réfléchir à des problèmes complexes	.135**	.818**	.101*	.086*	.147**
	BIS18 Réfléchir sur un problème m'ennuie vite	.246**	.752**	.156**	.103*	.258**
	BIS29 J'aime les « casse-têtes »	.137**	.768**	.108*	.029	.184**
IOP	BIS1 Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	.329	.209	.624	.189	.204
	BIS4 Je suis insouciant	.424	.086	.605	.255	.280
	BIS7 Je programme mes voyages longtemps à l'avance	.327	.039	.667	.226	.098
	BIS13 Je veille à ma sécurité d'emploi	.203**	.064	.588**	.239**	.113**
	BIS27 Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	.216**	.006	.537**	.079	.061
	BIS30 Je fais des projets pour l'avenir	.191**	.181**	.696**	.201**	.127**
IOGF	BIS10 Je mets de l'argent de côté raisonnablement	.259**	.056	.348**	.841**	.217**
	BIS22 J'achète les choses sur un « coup de tête »	.359**	.127**	.172**	.709**	.252**
	BIS25 Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne	.198**	.014	.175**	.716**	.149**
IOC	BIS6 Mes pensées défilent très vite	.283**	-.035	.060	.175**	.592**
	BIS9 Je me concentre facilement	.190**	.266**	.255**	.225**	.620**
	BIS11 Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences	.277**	.172**	.148**	.139**	.672**
	BIS26 Lorsque je réfléchis d'autres pensées me viennent à l'esprit	.117**	.081	.071	.167**	.624**
	BIS28 Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions	.317**	.301**	.194**	.171**	.671**

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Légende :

IOR : Impulsivité orientée vers la réflexion;

IORP : Impulsivité orientée vers la résolution de problème;

IOP : Impulsivité orientée vers la planification future;

IOGF : Impulsivité orientée vers la gestion financière;

IOC : Impulsivité orientée vers la concentration

4. Résultats des analyses

Une analyse factorielle (en utilisant la méthode « moindres carrés non pondérés ») a été effectuée pour qu'on puisse vérifier/explore les dimensions latentes des 22 items d'une mesure d'impulsivité. Deux critères ont été utilisés pour déterminer le nombre de facteurs pour faire l'extraction : le nombre de facteurs qui ont des valeurs propres (quantité de variance expliquée par un facteur) plus grandes que 1; et, le graphique Scree. Les deux critères ont indiqué trois facteurs latents. Basé sur ces résultats, trois facteurs ont été mis en rotation en utilisant la méthode de rotation Oblimin avec le « Kaiser Normalization ». La solution est présentée au Tableau 9, qui démontre cinq facteurs interprétables : (1) « Impulsivité orientée vers la réflexion (IOR) », qui explique 18,8 % de la variance; (2) « Impulsivité orientée vers la résolution de problème (IORP) », qui ajoute 6,2 % à la variance totale expliquée; (3) « Impulsivité orientée vers la planification future (IOP) », qui ajoute 4,9 % à la variance totale expliquée; (4) « Impulsivité orientée vers la gestion financière (IOGF) », qui ajoute 3,8 % à la variance totale expliquée; et (5) « Impulsivité orientée vers la concentration (IOC) », qui ajoute 3,0 % à la variance totale expliquée. Au total, les trois facteurs expliquent 36,7 % de la variance.

Ensuite, une analyse factorielle confirmatoire a été effectuée pour vérifier les indices d'adéquation entre les données disponibles et le modèle hypothétique. Les résultats présentent un chi carré (CMIN ou $\chi^2(191) = 456,644$) statistiquement significatif ($p < 0,01$), c'est-à-dire, la matrice de la covariance observée est différente de la matrice de covariance estimée. La relation entre le chi carré (CMIN) et le degré de liberté (DF) doit être inférieur à 5 (CMIN/DF = 2,391), ce qui est le cas ici.

Les résultats obtenus pour les indices GFI et AGFI du modèle standard (GFI = 0,928; AGFI = 0,905) indiquent un excellent ajustement du modèle.

Le résultat obtenu pour les indices RMR (*Root Mean square Residual*) et SRMR (*Standardized Root Mean square Residual*) indique un excellent ajustement du modèle (SRMR = 0,0535). Dû au fait que le RMR peut être difficile à interpréter on utilise l'indice SRMR. Il supprime (ou diminue) cette difficulté d'interprétation. Il varie de 0 à 1, avec une valeur de 0,08 ou moins étant indicatif d'un modèle acceptable (Hu & Bentler, 1999).

L'indice RMSEA (*Root mean square error of approximation*) vise empêcher (une solution) les problèmes de taille de l'échantillon en analysant l'écart entre le modèle hypothétique (avec des estimations de paramètres choisis de façon optimale) et la matrice de covariance de la

population. Le RMSEA varie de 0 à 1. Les valeurs plus petites indiquent un meilleur ajustement du modèle. Une valeur de 0,06 ou moins est indicatif de l'ajustement du modèle. Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu ($RMSEA = 0,051$) indique un excellent ajustement du modèle.

L'indice CFI (comparative fit index) analyse l'ajustement du modèle en examinant l'écart entre les données disponibles et le modèle hypothétique, tout en réglant les problèmes de taille d'échantillon inhérent au test du chi carré de l'ajustement du modèle (Gatignon, 2010). Le CFI varie de 0 à 1. Les valeurs plus grandes indiquent un meilleur ajustement du modèle. Une valeur de 0,90 ou plus est indicative d'un ajustement acceptable du modèle (Hu & Bentler, 1999). Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu ($CFI = 0,892$) indique un bon ajustement du modèle.

Des analyses d'items ont été effectuées sur 22 items pour hypothétiquement évaluer cinq dimensions du BIS-II : « IOR », « IORP », « IOGF », « IOP » et « IOC ». Pour évaluer la validité convergente (évaluation des items avec sa propre dimension) et discriminante (évaluation des items d'une dimension avec le résultat total de l'autre dimension) des cinq dimensions, on a corrélié chaque item avec sa propre dimension et avec l'autre. Les résultats de ces analyses (voir tableau 35) démontrent clairement que chaque item est corrélié avec sa propre dimension. De plus, l'estimation de consistance interne a été calculée par un coefficient alpha (de Cronbach). En ce qui concerne aux trois résultats ont indiqué une fidélité satisfaisante ($IOR = 0,73$; $IORP = 0,67$; $IOP = 0,68$; $IOGF = 0,62$; $IOC = 0,63$).

5. Le Barratt's Impulsivity Scale (BIS-II)

(BIS-II). Consigne : Les gens agissent et réfléchissent différemment devant des situations variées. Ce questionnaire a pour but d'**évaluer certaines de vos façons d'agir et de réfléchir**. Lisez chaque énoncé et écrivez dans la parenthèse le numéro qui vous correspond le plus. Répondez vite et honnêtement.

- (1) Rarement/Jamais
- (2) Occasionnellement
- (3) Souvent
- (4) Presque toujours

- | | |
|---|--|
| 01. () Je prépare soigneusement les tâches à accomplir. | 16. () Je change d'emploi. |
| 02. () Je fais les choses sans réfléchir. | 17. () J'agis sur un « coup de tête ». |
| 03. () Je me décide rapidement. | 18. () Réfléchir sur un problème m'ennuie vite. |
| 04. () Je suis insouciant. | 19. () J'agis selon l'inspiration du moment. |
| 05. () Je ne fais pas attention. | 20. () Je réfléchis posément. |
| 06. () Mes pensées défilent très vite. | 21. () Je change de logement. |
| 07. () Je programme mes voyages longtemps à l'avance. | 22. () J'achète les choses sur un « coup de tête ». |
| 08. () Je suis maître de moi. | 23. () Je ne peux penser qu'à un problème à la fois. |
| 09. () Je me concentre facilement. | 24. () Je change de loisir. |
| 10. () Je mets de l'argent de côté raisonnablement. | 25. () Je dépense ou paye à crédit plus que je ne gagne. |
| 11. () Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences. | 26. () Lorsque je réfléchis, d'autres pensées me viennent à l'esprit. |
| 12. () Je réfléchis soigneusement. | 27. () Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir. |
| 13. () Je veille à ma sécurité d'emploi. | 28. () Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions. |
| 14. () Je dis les choses sans réfléchir. | 29. () J'aime les « casse-têtes ». |
| 15. () J'aime réfléchir à des problèmes complexes. | 30. () Je fais des projets pour l'avenir. |

Références

- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research (Methodology in the Social Sciences)*. New York, NY: The Guilford Press.
- Field, A. (2013). *Discovering Statistics using SPSS* (4^e éd.). London: Sage.
- Furr, R. M., & Bacharach, V. R. (2013). *Psychometrics: An Introduction* (2^e éd.). London: Sage.
- Gatignon, H. (2010). *Statistical analysis of management data* (2^e éd.). New York, NY: Springer.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate Data Analysis* (5^e éd.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3^e éd.). New York, NY: Guilford Press.
- McDonald, R. P., & Ho, M.-J. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2012). *Using Multivariate Statistics* (6^e éd.). Boston: Pearson.
- Zillmer, E. A., & Vuz, J. K. (1995). Factor analysis with Rorschach data. Dans J. E. Exner (Éd.), *Issues and methods in Rorschach research* (pp. 251-306). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Appendice B

Rapport psychométrique sur la Mesure du stress psychologique en 9 items

Analyse factorielle exploratoire

KMO and Barlett Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		.91
Barlett's Test of Sphericity	Appropriate chi-square	2237.0
	Degrees of freedom	36
	Significance probability	.000

Standardized Cronbach's alpha = 0.88

Parallel Analysis

	Variable Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of % of variance random
1	62.3*	22.4	27.6
2	9.2	19.3	22.6
3	8.7	16.5	19.2
4	6.1	13.9	16.5
5	5.5	11.1	13.5
6	4.5	8.4	11.1
7	2.7	5.6	9.0
8	1.0	2.8	6.2
90.0	0.0	0.0	

* Advised number of dimensions: 1

Analyse factorielle confirmatoire

X ²	CFI	TLI	RMSEA
138.030	.966	.955	.013

1. Divers résultats pertinents à une analyse factorielle confirmatoire (visant la validité d'un modèle théorique) :

1.1 Modèle structural

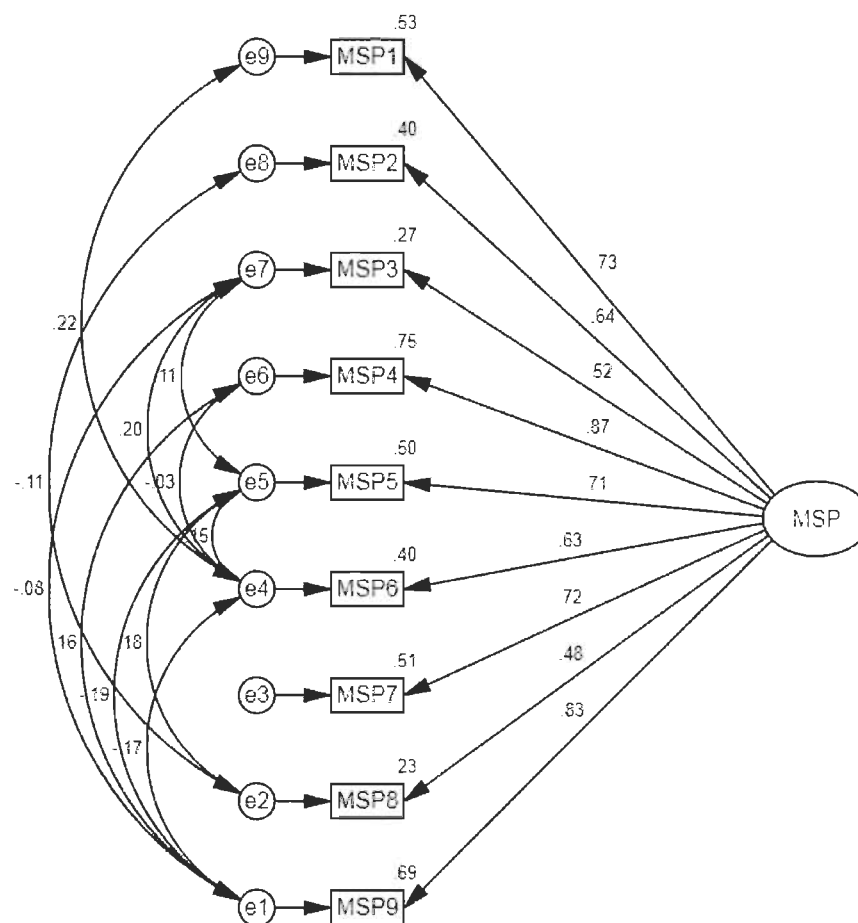


Figure 1 : Modèle structural (SPSS 20 - AMOS)1.2 Divers indices d'adéquation du modèle.

Tableau 1 : Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

			Estimate
MSP9	<---	MSP	.828
MSP8	<---	MSP	.480
MSP7	<---	MSP	.715
MSP6	<---	MSP	.633
MSP5	<---	MSP	.709
MSP4	<---	MSP	.865
MSP3	<---	MSP	.523
MSP2	<---	MSP	.635
MSP1	<---	MSP	.730

Ce tableau indique que les saturations factorielles (poids des régressions standardisés) entre chaque item et la combinaison des autres items de sa propre dimension (en considérant les poids de régression standardisés) sont toutes de modérés à fortes (variant de 0,48 à 0,86) et significatives (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998), considérant le nombre de cas. Ces indices, quand multipliés par eux-mêmes (et, après, multiplié par 100), informent le pourcentage de variance de chaque item qui est expliqué par la combinaison des autres variables de la même dimension. Ces indices sont présentés au modèle structural.

Tableau 2 : Correlations: (Group number 1 - Default model)

			Estimate
e5	<-->	e7	.110
e4	<-->	e9	.221
e4	<-->	e7	.204
e4	<-->	e6	-.028
e4	<-->	e5	.147
e2	<-->	e8	-.111
e2	<-->	e5	.183
e1	<-->	e7	-.079
e1	<-->	e6	.162
e1	<-->	e5	-.186
e1	<-->	e4	-.166

Les corrélations entre les items sont faibles ($|0,03|$ à $|0,22|$) et varient entre positives et négatives. Ces résultats peuvent indiquer que les items ne font pas nécessairement partie d'une même dimension. Une analyse plus en détail serait souhaitée.

Tableau 3 : Covariances: (Group number 1 - Default model)

			Estimate	S.E.	C.R.	P
e5	<-->	e7	.275	.123	2.240	.025
e4	<-->	e9	.341	.088	3.890	***
e4	<-->	e7	.460	.112	4.100	***
e4	<-->	e6	-.034	.082	-0.419	.676
e4	<-->	e5	.271	.097	2.796	.005
e2	<-->	e8	-.251	.104	-2.408	.016
e2	<-->	e5	.422	.114	3.688	***
e1	<-->	e7	-.146	.095	-1.536	.125
e1	<-->	e6	.162	.088	1.827	.068
e1	<-->	e5	-.279	.082	-3.413	***
e1	<-->	e4	-.225	.086	-2.617	.009

Les covariances (mesure de combien deux variables aléatoires changent ensemble) estimées sont majoritairement significatives.

1.2 Model Fit Summary : Brown (2006) recommande présenter au moins un indice de chacune de ces trois catégories ci-dessous:

- 4) **Indices d'ajustement absolu** (« Absolute Fit Indexes ») : Selon McDonald et Ho (2002), ainsi que Hooper, Coughlan et Mullen (2008), ce sont des indices qui permettent d'évaluer à quel point la matrice de variance-covariance observée est statistiquement similaire à la matrice estimée (CMIN, GFI, AGFI et SRMR).
- 5) **Correction parcimonieuse** (« Parsimony Correction ») : Selon Brown (2006), "cet indice est « similaire aux indices d'ajustement absolus, mais il intègre une correction statistique qui permet de corriger un mauvais ajustement [initial] du modèle » (p. 13) (RMSEA).
- 6) **Indices d'ajustement comparatif** (« Comparative Fit ») : Selon Gatignon (2010), ce sont des indices qui permettent d'évaluer l'ajustement du modèle hypothétique par le biais du modèle nul (c'est-à-dire : covariances = 0) (CFI, TLI et NFI).

Récemment, après avoir considéré quelques opinions, Kline (2011) recommande présenter les indices suivants dans des travaux scientifiques : CMIN, GFI, AGFI, SRMR, RMSEA et CFI.

1.3 Indices d'ajustement absolu

Tableau 4 : CMIN (chi carré)

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Default model	29	24.365	16	.082	1.523
Saturated model	45	.000	0		
Independence model	9	2149.901	36	.000	59.719

Ce tableau présente des indices d'adéquation (ou d'ajustement) entre les données disponibles et le modèle hypothétique. On regarde si le modèle (« matrice de la covariance observée » égale à la « matrice de covariance estimée ») est statistiquement non significatif ($p > 0,05$). Si le modèle est significatif ($p < 0,05$), on pourrait quand même l'accepter comme valide si l'échantillon est grand (10 personnes par variable manifeste ou item), mais on devrait s'assurer que les données se distribuent de façon multivariément normale (le χ^2 est particulièrement sensible à la non-normalité multivariée des données – malheureusement, SPSS ne fait pas ce calcul). Dans le cas de cette étude, le chi carré (CMIN ou $\chi^2_{(16)} = 24,365$) n'est pas statistiquement significatif ($p = 0,082$), c'est-à-dire, la matrice de la covariance observée est égale à la matrice de covariance estimée. On regarde aussi la relation entre le chi carré (CMIN) et le degré de liberté (DF). Cette valeur doit être préférablement inférieure à 2 (CMIN/DF = 1,523), ce qui est le cas.

Tableau 5 : GFI (Goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index)

Model	RMR	GFI	AGFI	PGFI
Default model	.059	.989	.970	.352
Saturated model	.000	1.000		
Independence model	1.507	.350	.187	.280

Dans ce tableau on regarde plus particulièrement les indices GFI et AGFI du modèle standard. L'indice GFI est une mesure de l'ajustement entre le modèle hypothétique et la matrice de covariance observée. L'indice AGFI corrige le GFI, qui est affecté par le nombre d'items de chaque variable latente. Ces indices varient entre 0 et 1, avec une valeur de coupure de 0,9 indiquant un acceptable ajustement du modèle (Baumgartner &

Homburg, 1996). Alors, les valeurs plus grandes de 0,9 pour les deux indices indiquent un meilleur ajustement du modèle. Dans le cas de cette étude, les résultats obtenus (GFI = 0,989; AGFI = 0,970) indiquent un excellent ajustement du modèle.

Tableau 6 : SRMR (*Standardized Root Mean square Residual*) = 0,0171

Les indices RMR (*Root Mean square Residual*) et SRMR (*Standardized Root Mean square Residual*) sont la racine carrée de l'écart entre la matrice de covariance de l'échantillon et la matrice de covariance du modèle hypothétique (Hooper et al., 2008). Dû au fait que le RMR peut être difficile à interpréter (il devient particulièrement difficile quand on a plusieurs indicateurs avec des échelles différentes, par exemple, deux inventaires, l'un sur une échelle de 1-10, l'autre sur une échelle 1-5) (Kline, 2011), on utilise l'indice SRMR. Il supprime (ou diminue) cette difficulté d'interprétation. Il varie de 0 à 1, avec une valeur de 0,08 ou moins étant indicatif d'un modèle acceptable (Hu & Bentler, 1999). Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu (SRMR = 0,0171) indique un excellent ajustement du modèle.

1.4 Correction parcimonieuse

Tableau 7 : RMSEA (*Root mean square error of approximation*)

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.032	.000	.056	.876
Independence model	.341	.328	.353	.000

Dans ce tableau on regarde plus particulièrement l'indice RMSEA (*Root mean square error of approximation*) du modèle standard. Le RMSEA vise empêcher (une solution) les problèmes de taille de l'échantillon en analysant l'écart entre le modèle hypothétique (avec des estimations de paramètres choisis de façon optimale) et la matrice de covariance de la population. Le RMSEA varie de 0 à 1. Les valeurs plus petites indiquent un meilleur ajustement du modèle. Une valeur de 0,06 ou moins est indicatif de l'ajustement du modèle. Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu (RMSEA = 0,032) indique un excellent ajustement du modèle.

1.5 Indices d'ajustement comparatif

Tableau 8 : Baseline Comparisons : CFI (Comparative Fit Index)

Model	NFI Delta1	RFI rho1	IFI Delta2	TLI rho2	CFI
Default model	.989	.975	.996	.991	.996
Saturated model	1.000		1.000		1.000
Independence model	.000	.000	.000	.000	.000

Dans ce tableau on regarde plus particulièrement l'indice CFI (comparative fit index) du modèle standard. Le CFI analyse l'ajustement du modèle en examinant l'écart entre les données disponibles et le modèle hypothétique, tout en réglant les problèmes de taille d'échantillon inhérent au test du chi carré de l'ajustement du modèle (Gatignon, 2010). Le CFI varie de 0 à 1. Les valeurs plus grandes indiquent un meilleur ajustement du modèle. Une valeur de 0,90 ou plus est indicative d'un ajustement acceptable du modèle (Hu & Bentler, 1999). Dans le cas de cette étude, le résultat obtenu (CFI = 0,996) indique un excellent ajustement du modèle.

2. Présentation générale des résultats :

Tous les indices importants à interpréter présentent des excellents résultats. L'aspect qu'il fallait explorer davantage est les indices de corrélations inter-items. Il est démontré que les corrélations sont faibles et quelques-unes même négatives, par contre, les variables changent ensemble (ce qui explique le fait des excellents résultats au niveau de la covariabilité des items).

Références

- Baumgartner, H., & Homburg, C. (1996). Applications of structural equation modeling in marketing and consumer research: A review. *International Journal of Research in Marketing*, 13(2), 139-161.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press.
- Gatignon, H. (2010). *Confirmatory factor analysis Statistical Analysis of Management Data*. New York, NY: Springer.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate analysis*. Englewood: Prentice Hall International.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: guidelines for determining model fit. *Articles*, 2.
- Hu, L. t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- McDonald, R. P., & Ho, M.-H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82.

Appendice C
Rapport psychométrique sur la Beck Depression Inventory II

Analyse factorielle exploratoire

KMO and Barlett Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		.928
Barlett's Test of Sphericity	Appropriate chi-square	3480.9
	Degrees of freedom	190
	Significance probability	.000
Standardized Cronbach's alpha = 0.94		

Parallel Analysis

	Variable Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of % of variance random
1	49.2*	12.5	14.1
2	7.7	9.1	10.1
3	6.0	8.4	9.2
4	4.4	7.9	8.5
5	4.2	7.4	8.0
6	3.8	6.9	7.4
7	3.4	6.5	6.9
8	3.2	6.0	6.5
9	2.9	5.6	6.0
10	2.5	5.1	5.5
11	2.1	4.6	5.1
12	1.9	4.2	4.7
13	1.8	3.7	4.3
14	1.7	3.2	3.8
15	1.4	2.8	3.4
16	1.4	2.3	2.8
17	1.0	1.8	2.4
18	0.9	1.2	1.8
19	0.6	0.7	1.2
20	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

Analyse factorielle confirmatoire

X^2	CFI	TLI	RMSEA
405.725	.939	.932	.066

```

Estimator                      ULS
Rotation                      PROMAX
Row standardization           CORRELATION
Type of rotation              OBLIQUE
Maximum number of iterations   1000
Convergence criterion          0.500D-04
Maximum number of steepest descent iterations 20
Maximum number of iterations for H1 2000
Convergence criterion for H1   0.100D-03
Optimization Specifications for the Exploratory Factor Analysis
Rotation Algorithm
  Number of random starts      0
  Maximum number of iterations 10000
  Derivative convergence criterion 0.100D-04

```

THE INPUT SAMPLE CORRELATION MATRIX IS NOT POSITIVE DEFINITE.
THE ESTIMATES GIVEN BELOW ARE STILL VALID.

RESULTS FOR EXPLORATORY FACTOR ANALYSIS

EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	1	2	3	4	5
1	9.890	1.623	1.232	1.127	0.883
EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	6	7	8	9	10
1	0.859	0.768	0.696	0.617	0.570
EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	11	12	13	14	15
1	0.418	0.412	0.382	0.356	0.334
EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	16	17	18	19	20
1	0.253	0.213	0.182	0.149	0.074
EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	21				
1	-0.037				
2					

EXPLORATORY FACTOR ANALYSIS WITH 1 FACTOR(S):

MODEL FIT INFORMATION

Root Mean Square Residual

Value

0.087

ESTIMATED FACTOR LOADINGS

1

BDI1	0.731
BDI2	0.649
BDI3	0.665
BDI4	0.645
BDI5	0.579
BDI6	0.607
BDI7	0.699
BDI8	0.675
BDI9	0.732
BDI10	0.696
BDI11	0.626
BDI12	0.652
BDI13	0.776
BDI14	0.727
BDI15	0.621
BDI16	0.739
BDI17	0.592
BDI18	0.646
BDI19	0.718
BDI20	0.794
BDI21	0.298

ESTIMATED RESIDUAL VARIANCES

	BDI1	BDI2	BDI3	BDI4	BDI5
1	0.466	0.579	0.557	0.584	0.665

ESTIMATED RESIDUAL VARIANCES

	BDI6	BDI7	BDI8	BDI9	BDI10
1	0.632	0.511	0.544	0.464	0.516

ESTIMATED RESIDUAL VARIANCES

	BDI11	BDI12	BDI13	BDI14	BDI15
1	0.609	0.575	0.398	0.472	0.614

ESTIMATED RESIDUAL VARIANCES

	BDI16	BDI17	BDI18	BDI19	BDI20
1	0.454	0.650	0.582	0.484	0.369

ESTIMATED RESIDUAL VARIANCES
BDI21

1	<u>0.911</u>
---	--------------

Estimator	WLSMV
Maximum number of iterations	1000
Convergence criterion	0.5000-04
Maximum number of steepest descent iterations	20
Maximum number of iterations for H1	2000
Convergence criterion for H1	0.1000-03
Parameterization	DELTA

Number of Free Parameters 78

Chi-Square Test of Model Fit

Value	405.725*
Degrees of Freedom	189
P-Value	0.0000

* The chi-square value for MLM, MLMV, MLR, ULSMV, WLSM and WLSMV cannot be used for chi-square difference testing in the regular way. MLM, MLR and WLSM chi-square difference testing is described on the Mplus website. MLMV, WLSMV, and ULSMV difference testing is done using the DIFFTEST option.

RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)

Estimate	0.066
90 Percent C.I.	0.057 0.075
Probability RMSEA <= .05	0.002

CFI/TLI

CFI	0.939
TLI	0.932

Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model

Value	3754.027
Degrees of Freedom	210
P-Value	0.0000

WRMR (Weighted Root Mean Square Residual)

Value	1.141
-------	-------

STANDARDIZED MODEL RESULTS

STDYX Standardization

		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
FL	BY				
	BDI1	0.746	0.040	18.592	0.000
	BDI2	0.624	0.051	12.301	0.000
	BDI3	0.578	0.056	10.398	0.000
	BDI4	0.803	0.038	21.218	0.000
	BDI5	0.670	0.044	15.290	0.000
	BDI6	0.735	0.051	14.307	0.000
	BDI7	0.771	0.047	16.337	0.000
	BDI8	0.634	0.045	14.031	0.000
	BDI9	0.711	0.060	11.854	0.000
	BDI10	0.752	0.041	18.494	0.000
	BDI11	0.588	0.043	13.705	0.000
	BDI12	0.693	0.044	15.874	0.000
	BDI13	0.619	0.047	13.279	0.000
	BDI14	0.677	0.057	11.937	0.000
	BDI15	0.658	0.046	14.253	0.000
	BDI16	0.513	0.051	10.004	0.000
	BDI17	0.695	0.038	18.300	0.000
	BDI18	0.524	0.055	9.566	0.000
	BDI19	0.727	0.038	19.086	0.000
	BDI20	0.684	0.036	18.864	0.000
	BDI21	0.304	0.075	4.064	0.000

R-SQUARE

Observed Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value	Residual Variance
BDI1	0.557	0.060	9.296	0.000	0.443
BDI2	0.389	0.063	6.150	0.000	0.611
BDI3	0.334	0.064	5.199	0.000	0.666
BDI4	0.645	0.061	10.609	0.000	0.355
BDI5	0.449	0.059	7.645	0.000	0.551
BDI6	0.541	0.076	7.153	0.000	0.459
BDI7	0.594	0.073	8.169	0.000	0.406
BDI8	0.402	0.057	7.015	0.000	0.598
BDI9	0.506	0.085	5.927	0.000	0.494
BDI10	0.565	0.061	9.247	0.000	0.435
BDI11	0.346	0.051	6.853	0.000	0.654
BDI12	0.481	0.061	7.937	0.000	0.519
BDI13	0.383	0.058	6.639	0.000	0.617
BDI14	0.458	0.077	5.969	0.000	0.542
BDI15	0.433	0.061	7.126	0.000	0.567
BDI16	0.263	0.053	5.002	0.000	0.737
BDI17	0.483	0.053	9.150	0.000	0.517
BDI18	0.274	0.057	4.783	0.000	0.726
BDI19	0.529	0.055	9.543	0.000	0.471
BDI20	0.467	0.050	9.432	0.000	0.533
BDI21	0.092	0.045	2.032	0.042	0.908

Appendice D

Rapport psychométrique sur le Coping in stressful situations
(version française – sous-échelle coping orienté vers l'émotion)

Analyse factorielle exploratoire

KMO and Barlett Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		.793
Barlett's Test of Sphericity	Appropriate chi-square	685.6
	Degrees of freedom	66
	Significance probability	.000
Standardized Cronbach's alpha = 0.79		

Parallel Analysis

	Variable Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of % of variance random
1	41.7*	16.8	19.1
2	13.6	15.0	17.1
3	11.4	13.4	15.0
4	8.9	11.9	13.1
5	5.6	10.5	11.7
6	5.4	9.0	10.2
7	3.6	7.6	8.8
8	3.4	6.2	7.5
9	3.2	4.7	6.3
10	2.2	3.2	4.7
11	1.0	1.7	2.9
12	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

Analyse factorielle confirmatoire

	X ²	CFI	TLI	RMSEA
	274.439	.887	.862	.119

```

Estimator                                WLSMV
Maximum number of iterations              1000
Convergence criterion                    0.5000-04
Maximum number of steepest descent iterations    20
Maximum number of iterations for H1            2000
Convergence criterion for H1                0.1000-03
Parameterization                          DELTA

```

MODEL FIT INFORMATION

```

Number of Free Parameters                  60

```

Chi-Square Test of Model Fit

```

Value                                274.439*
Degrees of Freedom                     54
P-Value                               0.0000

```

* The chi-square value for MLM, MLMV, MLR, ULSMV, WLSM and WLSMV cannot be used

for chi-square difference testing in the regular way. MLM, MLR and WLSM chi-square difference testing is described on the Mplus website. MLMV, WLSMV, and ULSMV difference testing is done using the DIFFTEST option.

RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)

```

Estimate                                0.119
90 Percent C.I.                        0.105  0.133
Probability RMSEA <= .05                0.000

```

CFI/TLI

```

CFI                                    0.887
TLI                                    0.862

```

Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model

```

Value                                2022.259
Degrees of Freedom                     66
P-Value                               0.0000

```

WRMR (Weighted Root Mean Square Residual)

```

Value                                1.349

```

STDYX Standardization

		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
F1	BY				
	CISS1	0.421	0.053	7.927	0.000
	CISS2	0.573	0.040	14.383	0.000
	CISS3	0.669	0.034	19.712	0.000
	CISS4	0.648	0.035	18.789	0.000
	CISS5	0.691	0.036	18.962	0.000
	CISS6	0.240	0.058	4.103	0.000
	CISS7	0.485	0.043	11.196	0.000
	CISS8	0.617	0.041	15.155	0.000
	CISS9	0.745	0.026	28.156	0.000
	CISS10	0.728	0.033	22.124	0.000
	CISS11	0.729	0.031	23.171	0.000
	CISS12	0.471	0.046	10.148	0.000

R-SQUARE

Observed Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value	Residual Variance
CISS1	0.177	0.045	3.964	0.000	0.823
CISS2	0.328	0.046	7.191	0.000	0.672
CISS3	0.447	0.045	9.856	0.000	0.553
CISS4	0.421	0.045	9.394	0.000	0.579
CISS5	0.478	0.050	9.481	0.000	0.522
CISS6	0.058	0.028	2.051	0.040	0.942
CISS7	0.235	0.042	5.598	0.000	0.765
CISS8	0.380	0.050	7.577	0.000	0.620
CISS9	0.555	0.039	14.078	0.000	0.445
CISS10	0.529	0.048	11.062	0.000	0.471
CISS11	0.532	0.046	11.586	0.000	0.468
CISS12	0.222	0.044	5.074	0.000	0.778

MODEL MODIFICATION INDICES

WITH Statements

CISS3	WITH	CISS1	13.463	0.169	0.169	0.251
CISS5	WITH	CISS4	15.643	0.171	0.171	0.310
CISS8	WITH	CISS4	15.662	-0.215	-0.215	-0.359
CISS8	WITH	CISS7	18.954	0.209	0.209	0.304
CISS9	WITH	CISS2	14.574	-0.206	-0.206	-0.377
CISS9	WITH	CISS5	16.816	-0.219	-0.219	-0.455
CISS10	WITH	CISS3	18.004	-0.231	-0.231	-0.452
CISS10	WITH	CISS5	13.115	-0.192	-0.192	-0.387
CISS10	WITH	CISS7	10.108	-0.189	-0.189	-0.315
CISS10	WITH	CISS9	126.243	0.422	0.422	0.924
CISS12	WITH	CISS9	10.571	-0.171	-0.171	-0.291

Appendice E

Rapport psychométrique sur le Rosenberg's Self-Esteem Scale (version française)

Analyse factorielle exploratoire

KMO and Barlett Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		.90
Barlett's Test of Sphericity	Appropriate chi-square	1208.6
	Degrees of freedom	45
	Significance probability	.000
Standardized Cronbach's alpha = 0.93		

Parallel Analysis

	Variable Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of % of variance random
1	66.6*	21.8	25.6
2	8.7	17.6	20.2
3	7.2	15.0	17.0
4	5.6	12.9	14.5
5	4.0	10.7	12.3
6	3.0	8.6	10.3
7	2.6	6.5	8.3
8	2.0	4.5	6.6
9	0.1	2.4	4.4
10	0.0	0.0	0.0

* Advised number of dimensions: 1

Analyse factorielle confirmatoire

X ²	CFI	TLI	RMSEA
203.640	.953	.940	.136

Estimator	WLSMV
Maximum number of iterations	1000
Convergence criterion	0.5000-04
Maximum number of steepest descent iterations	20
Maximum number of iterations for H1	2000
Convergence criterion for H1	0.1000-03
Parameterization	DELTA

Chi-Square Test of Model Fit

Value	203.640*
Degrees of Freedom	35
P-Value	0.0000

* The chi-square value for MLM, MLMV, MLR, ULSMV, WLSM and WLSMV cannot be used

for chi-square difference testing in the regular way. MLM, MLR and WLSM chi-square difference testing is described on the Mplus website. MLMV, WLSMV, and ULSMV difference testing is done using the DIFFTEST option.

RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)

Estimate	0.136
90 Percent C.I.	0.118 0.154
Probability RMSEA <= .05	0.000

CFI/TLI

CFI	0.953
TLI	0.940

Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model

Value	3649.865
Degrees of Freedom	45
P-Value	0.0000

WRMR (Weighted Root Mean Square Residual)

Value	1.309
-------	-------

STDYX Standardization

		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
FL	BY				
	RSS1	0.733	0.038	19.402	0.000
	RSS2	0.840	0.033	25.829	0.000
	RSS3	0.807	0.033	24.457	0.000
	RSS4	0.754	0.032	23.419	0.000
	RSS5	0.726	0.037	19.632	0.000
	RSS6	0.831	0.025	33.354	0.000
	RSS7	0.828	0.025	33.789	0.000
	RSS8	0.575	0.043	13.333	0.000
	RSS9	0.690	0.039	17.863	0.000
	RSS10	0.849	0.024	35.367	0.000

R-SQUARE

Observed Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value	Residual Variance
RSS1	0.537	0.055	9.701	0.000	0.463
RSS2	0.705	0.055	12.914	0.000	0.295
RSS3	0.651	0.053	12.228	0.000	0.349
RSS4	0.569	0.049	11.709	0.000	0.431
RSS5	0.527	0.054	9.816	0.000	0.473
RSS6	0.690	0.041	16.677	0.000	0.310
RSS7	0.686	0.041	16.894	0.000	0.314
RSS8	0.330	0.050	6.666	0.000	0.670
RSS9	0.477	0.053	8.931	0.000	0.523
RSS10	0.722	0.041	17.664	0.000	0.278

M.I. E.P.C. Std E.P.C. StdYX E.P.C.

WITH Statements

RSS2	WITH RSS1	60.624	0.307	0.307	0.831
RSS4	WITH RSS1	18.266	0.175	0.175	0.391
RSS7	WITH RSS1	11.350	-0.181	-0.181	-0.474
RSS7	WITH RSS6	21.661	0.152	0.152	0.488
RSS9	WITH RSS1	12.087	-0.215	-0.215	-0.436
RSS10	WITH RSS9	32.333	0.216	0.216	0.565

Appendice F
Rapport psychométrique sur le Suicide Probability Scale (version française)

Analyse factorielle exploratoire

KMO and Barlett Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		.84
Barlett's Test of Sphericity	Appropriate chi-square	3134.2
	Degrees of freedom	630
	Significance probability	.000
Standardized Cronbach's alpha = 0.73		

Parallel Analysis

	Variable Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of % of variance random
1	5.15250**	1.77842	1.88147
2	2.28784**	1.67948	1.75161
3	1.74405**	1.60675	1.66480
4	1.60780**	1.53976	1.59401
5	1.52380*	1.48436	1.53128
6	1.38908	1.43337	1.48029
7	1.35772	1.38434	1.42869
8	1.24428	1.34075	1.38246
9	1.17367	1.29719	1.33394
10	1.14788	1.25716	1.29298
11	1.09663	1.21702	1.25233
12	1.07083	1.17850	1.21605
13	1.01699	1.14192	1.17608
14	1.00416	1.10783	1.14008
15	1.00171	1.07197	1.10644
16	0.94690	1.03931	1.07214
17	0.94002	1.00636	1.03645
18	0.92000	0.97461	1.00642
19	0.88186	0.94336	0.97488
20	0.85440	0.91105	0.94012
21	0.84173	0.88121	0.91191
22	0.82361	0.85050	0.87774
23	0.72178	0.82142	0.84811
24	0.70405	0.79353	0.82066

	Variable Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of % of variance random
25	0.68146	0.76495	0.79254
26	0.63328	0.73639	0.76298
27	0.59545	0.70690	0.73589
28	0.54881	0.67871	0.70741
29	0.52946	0.65148	0.67789
30	0.43896	0.62313	0.65116
31	0.37149	0.59415	0.62209
32	0.28261	0.56578	0.59432
33	0.25340	0.53621	0.56635
34	0.12020	0.50454	0.53680
35	0.09106	0.46942	0.50309
36	0.00055	0.42815	0.46844

```

Estimator                      ULS
Rotation                       PROMAX
Row standardization            CORRELATION
Type of rotation               OBLIQUE
Maximum number of iterations   1000
Convergence criterion          0.5000-04
Maximum number of steepest descent iterations 20
Maximum number of iterations for H1 2000
Convergence criterion for H1   0.1000-03
Optimization Specifications for the Exploratory Factor Analysis
Rotation Algorithm
  Number of random starts      0
  Maximum number of iterations 10000
  Derivative convergence criterion 0.1000-04
RESULTS FOR EXPLORATORY FACTOR ANALYSIS

```

EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	1	2	3	4	5
1	12.117	2.940	2.363	1.898	1.703
EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	6	7	8	9	10
1	1.594	1.359	1.341	1.229	1.087
EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX					
	11	12	13	14	15
1	0.972	0.879	0.803	0.703	0.674

EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX

	16	17	18	19	20
1	0.628	0.560	0.541	0.509	0.453

EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX

	21	22	23	24	25
1	0.419	0.324	0.301	0.274	0.251

EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX

	26	27	28	29	30
1	0.212	0.167	0.155	0.079	0.018

EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX

	31	32	33	34	35
1	0.011	-0.041	-0.057	-0.084	-0.158

EIGENVALUES FOR SAMPLE CORRELATION MATRIX

	36
1	-0.226

SPS1	-0.058	0.745	-0.043	-0.042
SPS2	0.234	-0.267	0.085	0.446
SPS3	-0.156	0.491	0.101	0.086
SPS4	0.117	0.308	0.100	0.432
SPS5	-0.103	-0.103	0.727	0.037
SPS6	0.408	-0.233	0.075	0.409
SPS7	0.354	0.544	-0.231	0.213
SPS8	0.212	0.061	-0.147	0.491
SPS9	0.088	0.073	0.159	0.557
SPS10	0.477	-0.035	0.212	-0.267
SPS11	0.194	-0.053	0.266	-0.583
SPS12	0.297	0.081	-0.072	0.627
SPS13	0.131	0.141	-0.088	0.500
SPS14	-0.076	0.308	0.226	0.406
SPS15	0.003	0.167	0.224	0.490
SPS16	0.130	0.368	0.154	0.033
SPS17	0.598	-0.176	0.133	0.390
SPS18	0.536	0.075	-0.064	-0.027
SPS19	-0.160	0.013	0.775	-0.024
SPS20	0.385	0.269	0.058	0.111
SPS21	0.640	0.112	-0.052	0.252
SPS22	0.110	-0.004	0.151	-0.047
SPS23	0.058	-0.018	0.320	0.462
SPS24	0.698	-0.194	0.071	0.395
SPS25	0.809	0.045	-0.003	0.217
SPS26	0.039	-0.235	-0.061	0.656
SPS27	0.303	-0.056	0.136	0.297
SPS28	0.373	-0.006	0.287	0.258
SPS29	0.254	0.066	0.366	0.261
SPS30	0.688	0.230	-0.264	0.323

SPS31	-0.279	0.316	0.390	0.163
SPS32	0.762	0.167	-0.128	0.289
SPS33	0.204	0.333	0.620	-0.096
SPS34	0.076	0.854	0.070	-0.107
SPS35	0.085	-0.002	-0.015	0.402
SPS36	0.352	0.165	0.149	0.454

ROMAX FACTOR CORRELATIONS

	1	2	3	4
1	1.000			
2	0.186	1.000		
3	0.332	0.208	1.000	
4	0.387	0.396	0.336	1.000

Analyse factorielle confirmatoire

	X ²	CFI	TLI	RMSEA
	1011.672	.927	.921	.050

Estimator	WLSMV
Maximum number of iterations	1000
Convergence criterion	0.5000-04
Maximum number of steepest descent iterations	20
Maximum number of iterations for H1	2000
Convergence criterion for H1	0.1000-03
Parameterization	DELTA

Number of Free Parameters	126
---------------------------	-----

Chi-Square Test of Model Fit

Value	1011.672*
Degrees of Freedom	588
P-Value	0.0000

* The chi-square value for MLM, MLMV, MLR, ULSMV, WLSM and WLSMV cannot be used for chi-square difference testing in the regular way. MLM, MLR and WLSM chi-square difference testing is described on the Mplus website. MLMV, WLSMV, and ULSMV difference testing is done using the DIFFTEST option.

RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)

Estimate	0.050
90 Percent C.I.	0.045 0.056
Probability RMSEA <= .05	0.437

CFI/TLI

CFI	0.927
TLI	0.921

Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model

Value	6406.683
Degrees of Freedom	630
P-Value	0.0000

WRMR (Weighted Root Mean Square Residual)

Value	1.280
-------	-------

STDYX Standardization

		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
F1	BY				
	SPS5	0.232	0.078	2.978	0.003
	SPS12	0.832	0.045	18.373	0.000
	SPS14	0.711	0.039	18.212	0.000
	SPS15	0.632	0.039	16.111	0.000
	SPS17	0.728	0.062	11.669	0.000
	SPS19	0.453	0.071	6.337	0.000
	SPS23	0.593	0.051	11.639	0.000
	SPS28	0.660	0.061	10.872	0.000
	SPS29	0.637	0.059	10.751	0.000
	SPS31	0.419	0.062	6.790	0.000
	SPS33	0.762	0.055	13.785	0.000
	SPS36	0.852	0.040	21.500	0.000
F2	BY				
	SPS4	0.750	0.042	17.697	0.000
	SPS7	0.928	0.024	37.921	0.000
	SPS20	0.622	0.064	9.758	0.000
	SPS21	0.928	0.030	31.042	0.000
	SPS24	0.731	0.064	11.435	0.000
	SPS25	0.960	0.022	43.301	0.000
	SPS30	0.921	0.023	39.989	0.000
	SPS32	0.989	0.016	61.658	0.000
F3	BY				
	SPS2	0.522	0.078	6.731	0.000
	SPS6	0.546	0.093	5.871	0.000
	SPS10	0.156	0.060	2.595	0.009
	SPS11	-0.207	0.094	-2.198	0.028
	SPS18	0.565	0.046	12.222	0.000
	SPS22	0.252	0.074	3.411	0.001
	SPS26	0.573	0.086	6.666	0.000
	SPS27	0.467	0.090	5.213	0.000
	SPS35	0.631	0.067	9.413	0.000
F4	BY				
	SPS1	0.704	0.048	14.675	0.000
	SPS3	0.415	0.076	5.489	0.000
	SPS8	0.626	0.060	10.520	0.000
	SPS9	0.798	0.055	14.400	0.000
	SPS13	0.650	0.067	9.662	0.000
	SPS16	0.705	0.067	10.591	0.000
	SPS34	0.825	0.047	17.563	0.000

F1	WITH				
F2		0.842	0.032	26.494	0.000
F3		0.829	0.045	18.300	0.000
F4		0.742	0.038	19.463	0.000
F2	WITH				
F3		0.816	0.062	13.228	0.000
F4		0.676	0.040	16.875	0.000
F3	WITH				
F4		0.646	0.057	11.393	0.000

MODEL:

```

      F1 BY SPS5 SPS12 SPS14 SPS15 SPS17 SPS19 SPS23 SPS28 SPS29 SPS31
SPS33 SPS36;
      F2 BY SPS4 SPS7 SPS20 SPS21 SPS24 SPS25 SPS30 SPS32;
      F3 BY SPS2 SPS6 SPS10 SPS11 SPS18 SPS22 SPS26 SPS27 SPS35;
      F4 BY SPS1 SPS3 SPS8 SPS9 SPS13 SPS16 SPS34;
      F1 WITH F2 F3 F4;
      F2 WITH F3 F4;
      F3 WITH F4;
      SPS1 WITH SPS34;

```

Continuous latent variables

F1 F2 F3 F4

Estimator	WLSMV
Maximum number of iterations	1000
Convergence criterion	0.5000-04
Maximum number of steepest descent iterations	20
Maximum number of iterations for H1	2000
Convergence criterion for H1	0.1000-03
Parameterization	DELTA

Chi-Square Test of Model Fit

Value	821.067*
Degrees of Freedom	587
P-Value	0.0000

* The chi-square value for MLM, MLMV, MLR, ULSMV, WLSM and WLSMV cannot be used for chi-square difference testing in the regular way. MLM, MLR and WLSM chi-square difference testing is described on the Mplus website. MLMV, WLSMV, and ULSMV difference testing is done using the DIFFTEST option.

RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)

Estimate	0.038
90 Percent C.I.	0.031 0.043
Probability RMSEA <= .05	1.000

CFI/TLI

CFI	0.959
TLI	0.957

Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model

Value	6406.663
Degrees of Freedom	630
P-Value	0.0000

WRMR (Weighted Root Mean Square Residual)

Value	1.063
-------	-------

STDYX Standardization

		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
F1	BY				
	SPS5	0.237	0.078	3.054	0.002
	SPS12	0.832	0.045	18.684	0.000
	SPS14	0.710	0.039	18.230	0.000
	SPS15	0.635	0.039	16.184	0.000
	SPS17	0.727	0.062	11.660	0.000
	SPS19	0.455	0.071	6.392	0.000
	SPS23	0.594	0.050	11.787	0.000
	SPS28	0.659	0.061	10.859	0.000
	SPS29	0.637	0.059	10.879	0.000
	SPS31	0.422	0.061	6.864	0.000
	SPS33	0.761	0.054	14.006	0.000
	SPS36	0.850	0.040	21.285	0.000
F2	BY				
	SPS4	0.748	0.043	17.497	0.000
	SPS7	0.928	0.025	37.587	0.000
	SPS20	0.622	0.064	9.661	0.000
	SPS21	0.928	0.030	31.112	0.000
	SPS24	0.734	0.065	11.375	0.000
	SPS25	0.960	0.022	43.481	0.000
	SPS30	0.921	0.023	40.365	0.000
	SPS32	0.990	0.016	61.990	0.000
F3	BY				
	SPS2	0.520	0.077	6.725	0.000
	SPS6	0.548	0.094	5.847	0.000
	SPS10	0.160	0.060	2.680	0.007
	SPS11	-0.208	0.094	-2.211	0.027
	SPS18	0.563	0.046	12.158	0.000
	SPS22	0.250	0.074	3.368	0.001
	SPS26	0.572	0.086	6.632	0.000
	SPS27	0.469	0.090	5.228	0.000
	SPS35	0.633	0.067	9.453	0.000
F4	BY				
	SPS1	0.326	0.079	4.121	0.000
	SPS3	0.357	0.077	4.607	0.000
	SPS8	0.578	0.057	10.062	0.000
	SPS9	0.757	0.047	16.212	0.000
	SPS13	0.602	0.062	9.727	0.000
	SPS16	0.658	0.063	10.482	0.000
	SPS34	0.455	0.080	5.717	0.000

F1	WITH				
F2		0.842	0.032	26.490	0.000
F3		0.829	0.045	18.291	0.000
F4		0.904	0.039	22.983	0.000
F2	WITH				
F3		0.817	0.062	13.232	0.000
F4		0.812	0.046	17.678	0.000
F3	WITH				
F4		0.785	0.062	12.666	0.000
SPS1	WITH				
SPS34		0.888	0.033	26.897	0.000

R-SQUARE

Observed Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value	Residual Variance
SPS1	0.106	0.052	2.061	0.039	0.894
SPS2	0.271	0.080	3.363	0.001	0.729
SPS3	0.127	0.055	2.304	0.021	0.873
SPS4	0.560	0.064	8.748	0.000	0.440
SPS5	0.056	0.037	1.527	0.127	0.944
SPS6	0.300	0.103	2.924	0.003	0.700
SPS7	0.861	0.046	18.793	0.000	0.139
SPS8	0.334	0.066	5.031	0.000	0.666
SPS9	0.573	0.071	8.106	0.000	0.427
SPS10	0.026	0.019	1.340	0.180	0.974
SPS11	0.043	0.039	1.106	0.269	0.957
SPS12	0.692	0.074	9.342	0.000	0.308
SPS13	0.363	0.075	4.864	0.000	0.637
SPS14	0.505	0.055	9.115	0.000	0.495
SPS15	0.403	0.050	8.092	0.000	0.597
SPS16	0.433	0.083	5.241	0.000	0.567
SPS17	0.528	0.091	5.830	0.000	0.472
SPS18	0.317	0.052	6.079	0.000	0.683
SPS19	0.207	0.065	3.196	0.001	0.793
SPS20	0.386	0.080	4.831	0.000	0.614
SPS21	0.861	0.055	15.556	0.000	0.139
SPS22	0.063	0.037	1.684	0.092	0.937
SPS23	0.353	0.060	5.893	0.000	0.647
SPS24	0.538	0.095	5.687	0.000	0.462
SPS25	0.922	0.042	21.740	0.000	0.078
SPS26	0.327	0.099	3.316	0.001	0.673
SPS27	0.220	0.084	2.614	0.009	0.780
SPS28	0.434	0.080	5.430	0.000	0.566
SPS29	0.406	0.075	5.439	0.000	0.594
SPS30	0.849	0.042	20.183	0.000	0.151
SPS31	0.178	0.052	3.432	0.001	0.822
SPS32	0.981	0.032	30.995	0.000	0.019
SPS33	0.580	0.083	7.003	0.000	0.420
SPS34	0.207	0.072	2.858	0.004	0.793
SPS35	0.401	0.085	4.727	0.000	0.599
SPS36	0.722	0.068	10.643	0.000	0.278

Appendice G

Liste des indices utilisés dans le Système intégré

Liste des indices utilisés dans le Système intégré (Exner, 1996)

Symboles	Catégories	Symboles	Catégories
W	Réponse globale	Fd	Alimentation (Food)
D	Détail habituel	An	Anatomie
Dd	Détail inhabituel	Ay	Anthropologie
WS, DS, DdS	Détail blanc	Art	Art
F	Réponse Forme	Bt	Botanique
M	Mouvement Humain	Ex	Explosion
FM	Mouvement Animal	Fi	Feu (Fire)
m	Mouvement d'Objet Inanimé	Ge	Géographie
C	Couleur pure	Hh	Mobilier (Household)
Cn	Nomination de couleur	Cl	Nuages (Cloud)
C'	Couleur achromatique	Fd	Alimentation (Food)
T	Texture	An	Anatomie
V	Vista (profondeur)	Ay	Anthropologie
Y	Estompage	Art	Art
FD	Dimension-Formelle	Bt	Botanique
(2)	Réponses paire	Ex	Explosion
r	Reflet	Fi	Feu (Fire)
H	Humain Entier	Ge	Géographie
(H)	Humain Entier, Fictif ou Mythologique	Hh	Mobilier (Household)
Hd	Détail Humain	Ls	Paysage (Landscape)
(Hd)	Détail Humain, Fictif ou Mythologique	Bl	Sang (Blood)
Hx	Vécu Humain	Cg	Vêtement (Clothing)
A	Animal Entier	Na	Nature
(A)	Animal Entier, Fictif ou	Xy	Radiographie (X-ray)

Symboles	Catégories	Symboles	Catégories
	Mythologique		
Ad	Détail Animal	Sc	Science
(Ad)	Détail Animal, Fictif ou	Sx	Sexe
	Mythologique		
DQ	Qualité de développement	DV	Verbalisation Déviante
DQ+	Réponse de synthèse	DR	Réponse Déviante
DQo	Réponse ordinaire	INCOM	Combinaisons Incongrues
DQv/+	Réponse de synthèse	FABCOM	Combinaisons Fabulées
DQv	Réponse vague	CONTAM	Contaminations
Z	Score Z	ALOG	Logique inappropriée
GHR	Bonne représentation humaine (Good)	PSV	Persévération
PHR	Faible représentation humaine (Poor)	AB	Contenus abstraits
PER	Référence personnelle	AG	Mouvements agressifs
CP	Projection de couleur	COP	Mouvement de coopération
		MOR	Contenu morbide

Appendice H
Certificat d'éthique

Le 13 décembre 2012
Monsieur Sébastien Gélinas
Étudiant
Département de psychologie

Monsieur,

J'accuse réception des documents corrigés nécessaires à la réalisation de votre protocole de recherche intitulé « Vers la validation du test de Zulliger : une étude comparative entre le test de Zulliger et des instruments psychométriques à choix multiples sur un échantillon d'adultes québécois » en date du 12 décembre 2012.

Une photocopie du certificat portant le numéro CER-12-185-06.13 vous sera acheminée par l'entremise de votre directeur de recherche. Sa période de validité s'étend du 13 décembre 2012 au 13 décembre 2013.

Nous vous invitons à prendre connaissance de l'annexe à votre certificat qui présente vos obligations à titre de responsable d'un projet de recherche.

Je vous souhaite la meilleure des chances dans vos travaux et vous prie d'agréer, Monsieur, mes salutations distinguées.

LA SECRÉTAIRE DU COMITÉ D'ÉTHIQUE DE LA RECHERCHE

FANNY LONGPRÉ
Agente de recherche
Décanat des études de cycles supérieurs et de la recherche

FL/sb

c. c. M. Marcos Balbinotti, professeur au Département de psychologie

Appendice I
Lettre de demande de collaboration

Trois-Rivières, le 15 mai 2013

Bonjour,

Le but de la présente est de vous demander l'autorisation d'administrer quelques questionnaires, dans votre communauté (groupe, classe, compagnie, etc.), visant ultimement la validation et l'adaptation d'un instrument projectif de groupe basé sur la technique des taches d'encre, le test de Zulliger (test Z).

Pour que vous puissiez prendre une décision éclairée, initialement, je me présente : Sébastien Gélinas, je suis un étudiant de troisième année au doctorat en psychologie, profil recherche (programme 2130 – Ph. D. en psychologie), sous la direction du professeur Marcos Balbinotti. Cette recherche (exigence partielle pour l'obtention de mon Ph. D.) a été approuvée par le comité d'éthique du Décanat des études de cycles supérieurs et de la recherche (certificat d'éthique numéro CER-12-185-06.13). Cela signifie que vous pouvez être assuré de la légitimité et de la pertinence théorique et empirique de cette étude, de même que l'adéquabilité des procédures qui seront utilisées.

Ensuite, il nous semble important de vous présenter les grandes lignes de cette étude. Tout d'abord, la recension de la littérature indique que le test Z n'a fait l'objet d'aucune étude au Canada. Ce test est principalement utilisé en Amérique du Sud. Pour procéder à la validation de cet instrument, on administrera ce test, de même que quelques questionnaires de personnalité (« Beck's Depression Inventory », « Barrat's Impulsivity Scale », « Mesure du Stress Psychologique » en 9 items, « Inventaire de coping pour les situations stressantes » – sous échelle de coping émotionnel, « Suicidal Probability Scale », « Rosenberg's Self-Esteem Scale »). On fera par la suite des corrélations entre certains indices obtenus au test Z et les scores totaux obtenus aux questionnaires. Cette procédure permettra à la fois de valider certains indices fondamentaux du test Z et de créer des normes de réponses, pour pouvoir l'adapter à la population québécoise, par le biais de statistiques inférencielles. Pour ce faire, il faut avoir un échantillon de sujets le plus varié possible. Finalement, il est important de mentionner que l'étude devrait se dérouler en deux parties :

- (1) Administration du test Z de Zulliger : Distribution de feuilles vierges. Explication des consignes. Présentation des trois images, une par une (avec un projecteur relié à un ordinateur), avec un laps de temps pour inscrire les réponses. Ramassage des copies (temps total: 15 minutes).
- (2) Administration des échelles psychométriques: Explications brèves, pendant la distribution des copies. Les individus remplissent les questionnaires. Ramassage des copies (temps total: 15-25 minutes, selon les répondants).

Cela résume, rapidement, l'étude que nous menons. Si vous avez des questions supplémentaires, vous pouvez nous les envoyer par courriel, ou nous pouvons planifier une rencontre en fonction de vos disponibilités.

Espérant obtenir une réponse favorable, je vous transmets mes meilleures salutations et je demeure à votre disposition pour toute information complémentaire.



Sébastien Gélinas, Doctorant
UQTR – Département de psychologie
3600, rue Sainte-Marguerite local 0084
Sebastien.Gelinas@uqtr.ca
Tél.: 819-376-5011, poste 3546



Prof. Marcos Balbinotti, c. o., Ph. D.
UQTR – Département de psychologie
3600, rue Sainte-Marguerite bureau 3000
Marcos.Balbinotti@uqtr.ca
Tél.: 819-376-5011, poste 4058

Appendice J

Factor Analysis of French Translation of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11)

Factor Analysis of French Translation of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11)

Adaptação francesa da Escala Barratt de Impulsividade (BIS-11): Um estudo fatorial¹

Gélinas¹

Balbinotti¹

Labonté¹

¹Université du Québec à Trois-Rivières, Québec, Canada

ABSTRACT

Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11) is a 30-items instrument designed to assess the construct of impulsiveness. It's one of the most commonly used scale for the assessment of this construct in research and clinical settings. Although its use is widely spread, there have been numerous questions about the invariance of the factor structure across different populations. This study explored the factor structure of the 22-items of the BIS-11 in a sample of 546 university students in a French Canadian university. The BIS-11 is held to measure 3 theoretical factors (Attentional, Motor and Non-planning Impulsiveness). We evaluated the factor structure of the BIS-11 using exploratory and confirmatory factor analysis. We found no evidence to support the 3 factor model. In fact, we found that the factor structure of the BIS-11 produces a 22 items in 5 factors solution: motor impulsiveness, cognitive complexity impulsiveness, nonplanning impulsiveness, financial management impulsiveness, and attentional impulsiveness. The utility of the 30-items BIS-11 to assess impulsiveness in non-clinical population is questionable. The authors suggest future studies to investigate comparisons with this modified version of the BIS-11 and other impulsivity or personality scales in non-clinical populations to evaluate criterion validity of this new 22-items model.

Key words: Validity, Impulsivity, Adaptation, Factor Structure, BIS-11

RESUMO

A Escala Barratt de Impulsividade (BIS-11) é um instrumento de 30 itens elaborado para avaliar o construto Impulsividade. É o mais utilizado para avaliação deste construto, tanto na clínica quanto na pesquisa. Embora amplamente difundido, o BIS-11 tem sido questionado quanto à invariância de sua estrutura fatorial para diferentes populações. Este estudo explora sua estrutura fatorial com uma amostra de 546 estudantes universitários em uma universidade canadense francesa. Originalmente, esse instrumento avalia 3 fatores (Atencional, Motor e Impulsividade Reativa).

¹ Pour les normes de la revue *Saúde e Desenvolvimento Humano*, voir l'Appendice J.

Avaliou-se sua estrutura fatorial através das análises fatoriais exploratória e conformatória. Não encontraram-se evidências de validade para apoiar o modelo de três fatores. Constatou-se a adequação de sua estrutura fatorial com 22 itens, divididos em 5 fatores: Impulsividade Motora, Impulsividade Cognitiva Complexa, Impulsividade Reativa, Impulsividade na Gestão Financeira, e Impulsividade Atencional. A utilidade dos itens 30 itens do BIS-11 para avaliar a impulsividade na população não-clínica é questionada. Sugere-se estudos futuros que comparem esta versão modificada do BIS-11 com outras escalas de impulsividade em populações não-clínicos para avaliar a validade de critério deste novo modelo de 22 itens.

Palavras chaves: BIS-11, Impulsividade, Adaptação, Validade, Estrutura Fatorial

INTRODUCTION

This study is part of a broader study, which aims to explore and validate personality assessment methods in French Canadian sample. This paper presents data results collected on undergraduate students in a public French Canadian university and explores the factor structure of a self-reported measure of impulsiveness, the French translation of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS 11)¹ translated in French by Baylé, Guelfi, Jouvent, Olié & Caci², which has not been validated yet. Impulsiveness is a relevant construct to assess individual differences on normal and abnormal personality in clinical populations³. Impulsiveness during childhood and adolescence has been related to a wide variety of pathologies, such as hyperactivity, learning problems, anxiety disorders, aggression, depression, etc⁴⁻⁵⁻⁶⁻⁷⁻⁸⁻⁹⁻¹⁰. Later on, impulsiveness is considered to be a central aspect of many psychiatric disorders¹¹, either as a principal diagnostic feature (i.e. histrionic, antisocial, borderline personality disorders) or as a feature commonly associated with a diagnostic category (conduct, narcissistic personality and compulsive personality disorders)¹². Impulsivity has been defined as “a predisposition toward rapid, unplanned reactions to internal **or** external stimuli with diminished regard to the negative consequences of these reactions to the impulsive individual or others”¹¹⁻¹³. However, no universal agreement presently exists about its definition. Barratt is one of the main authors to have interest in the construct of impulsiveness, looking at the same time at measurement and conceptualization of this notion¹⁴. His theory aims at being generalizable for both clinical and non-clinical populations, whether impulsiveness is a problem or not for these populations¹⁵.

HISTORY

The first version of the BIS was published in 1959¹⁶ and is currently in its 11th revision¹. The original BIS was developed by Ernest S. Barratt, in his attempt to relate impulsiveness, along with anxiety, to psychomotor efficiency¹⁶. He noticed that impulsiveness and anxiety subscales from a number of self-report inventories¹⁷⁻¹⁸ showed non-significant correlations with each other. It brought him to think these two

constructs were orthogonal, hypothesis which as supported by early studies¹⁶⁻¹⁹⁻²⁰ where the BIS was not significantly correlated with the Taylor Manifest Anxiety Scale²¹ and the Institute for Personality and Ability Testing Anxiety Scale²². The hypothesized orthogonal nature of impulsiveness and anxiety strongly influenced Barratt's early work on the BIS, in which he both tried to arrive at internal consistency within the BIS and to eliminate items that correlated with measures of anxiety³. Later, it aimed to assess impulsivity as a stable action-oriented trait of personality by having an item pool assessing traits such as sensation seeking, extraversion and risk taking¹⁹. While the original version of the BIS portrayed impulsiveness as unidimensional, Barratt's view changed over time and subsequent revisions moved to a multidimensional construct²³.

BARRATT'S MODEL

In its most recent version, the BIS-11¹ contains 30 items on a Likert scale (1 to 4) that have demonstrated stronger psychometric properties compared to its earlier version²⁴. The BIS-11 is comprised of six first-order factors: 1) attention, 2) motor, 3) self-control (planification and reflexion), 4) cognitive complexity (reflexive tasks appreciation), 5) perseverance, and 6) cognitive instability (flight of ideas). These factors were further combined to form three second-order factors: 1) attentional impulsiveness, which is the ability to focus on the tasks at hand and cognitive instability (comprised of factors 1 and 6), 2) motor impulsiveness, which is acting on the spur of the moment and perseverance (comprised of factors 2 and 5), and 3) nonplanning, which is self-control and cognitive complexity (comprised of factors 3 and 4).

FACTOR STRUCTURE

While the BIS total and subscale scores appear to successfully differentiate clinical and non-clinical populations²⁵⁻²⁶, replicating the factor structure of the BIS-11 has been problematic, making it challenging to apply interpretation of findings to research or clinical application²⁷. Some studies confirmed the BIS-11 factor structure²⁸⁻²⁹⁻³⁰⁻³¹⁻³², however, several studies have not replicated the priori factor structure of the BIS-11³³⁻³⁴⁻³⁵⁻³⁶⁻³⁷⁻³⁸. Regardless, suggesting that the factor structure appears to be less robust in samples with high levels of impulsivity²⁷. It should be noted that identifying the factor structure was also problematic in translated versions of the BIS³. Contradictory evidence regarding the BIS-11 has also been reported concerning the three second-order factor structure, especially when those factors were identified but highly correlated with one another, suggesting that these scales did not provide additional information beyond the total score³⁹⁻⁴⁰. These results undermine the utility of separating trait impulsiveness into attentional, motor and nonplanning subtraits²⁴. However, cultural differences and experiences may influence how impulsiveness is experienced and expressed, reflecting differences in factor structure among studies performed in different countries.

STRENGTHS AND LIMITS

To summarize, Barratt's approach to impulsiveness study is widespread in the literature. Moreover, the BIS-11 is one of the oldest and most widely used self-reported measures of impulsivity. Nonetheless, the operational definition of impulsiveness and Barratt's conceptual approach do not reach consensus in scientific literature. This problem comes from several reasons. In particular, many measures pretend to assess impulsivity, but they do not always combine well, if at all. The BIS-11 factor structure is sometimes difficult to reproduce, depending partially on the studied sample, which makes identification of a robust factor structure arduous to defend. This is specifically a construct validity problem. Thereby, although Barratt's approach is one of the most widespread, it's important to find ways to overcome some limitations and improve the state of knowledge on impulsiveness and the BIS-11.

OBJECTIVES

The purpose of the present study is to analyze psychometric properties and factor structure of the French translation of the BIS-11², in order to assess the operational possibilities and study the multidimensional nature of impulsiveness evaluated by the BIS-11. The main objective of this study is to find which factor structure would be the best to explain impulsiveness in a non-clinical French population. We hypothesized that the factor structure from the BIS-11¹ would be mainly supported in a new non-clinical sample as factor structure was mainly problematic on high impulsiveness or non-clinical samples, but since translated version have had some problems with their factor structure, we predict that some adjustments may be required in order to represent the express of impulsiveness in our sample.

To assess the factor structure of the French version of the BIS-11, four questions will lead our process: 1) Which items are not relevant to use on our sample?; 2) How many factors should be retained?; 3) How good is the model fit?; 4) How good is the reliability?.

METHOD

Participants

Undergraduate students at a public French Canadian university located in Trois-Rivières (N = 546; female = 79,6%, male = 20,4%; mean age = 23,2, SD = 7,3) were recruited directly in their classes, and the testing period took place just before the beginning of the lecture.

Procedure – Data collection

Number of participants in each group went from 26 to 60 participants. They were from different fields of studies: psychology, medicine, speech therapy, educational

sciences. Students were given no incentive for completion of the BIS-11 and were free to accept or decline to participate to the study. The data were collected with *Université du Québec à Trois-Rivières'* Research Ethics Committee (REC) approval.

MEASURES

The latest French translation of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS 11)² is a 30 items self-report measure that uses a 4-points Likert response scale purported to assess trait impulsivity, as developed by Patton & al. (1995)¹. Stanford & al. (2009)² reported total scores on the BIS-11 demonstrated reasonable test-retest reliability over one month (Spearman's $\rho = .83$) and that the scale was internally consistent ($\alpha = .83$). The full 30-items of the French translation was used in this study for analysis.

DATA ANALYSIS

First, a factor analysis was performed using the Unweighted Least Squares extraction method and Oblimin rotation method to explore the latent dimensions and items saturation. Secondly, a confirmatory factor analysis was performed on the same sample to evaluate model fit, using the Generalized Least Squares model estimation technique. Analyses were run Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) and its add-on module Analysis for Moment Structures (AMOS).

RESULTS

Results revealed a good internal consistency, which was tested with Cronbach's alpha ($\alpha = 0,83$), supporting Stanford & al. (2009)² findings. Item-total correlations found that five items had correlations lower than 0,2 (items 8, 16, 21, 23, 24). Also, when we first ran exploratory factor analysis, three items were found to have complex or low factor loading, or to not load correctly with other items to form a factor (items 5, 12, 20). After interrater consultation, we chose to remove these eight items from the study, many of them being irrelevant to our sample. We may argue that some of these problems were cultural or translation related, where the original meaning may have been distorted or understood differently by our French Canadian sample. Finally, we kept 22 items to run factor analysis (table 1).

Table 1. Results of the factor structure of the French translation of the BIS-11 (22 items)

Item	Description	Factor				
		1	2	3	4	5
2.	Je fais les choses sans réfléchir. (I do things without thinking.)	.61				
17.	J'agis sur un « coup de tête. » (I act « on impulse. »)	.56				
19.	J'agis selon l'inspiration du moment. (I act on the spur of moment.)	.50				
3.	Je me décide rapidement. (I make-up my mind quickly.)	.45				
14.	Je dis les choses sans réfléchir. (I say things without thinking.)	.44				
15.	J'aime réfléchir à des problèmes complexes. (I like to think about complex problems.)		.76			
18.	Réfléchir sur un problème m'ennuie vite. (I get easily bored when solving thought problems.)		.65			
29.	J'aime les « casse-têtes. » (I like puzzles.)		.52			
30.	Je fais des projets pour l'avenir. (I am future oriented.)			.73		
13.	Je veille à ma sécurité d'emploi. (I plan for job security.)			.43		
1.	Je prépare soigneusement les tâches à accomplir. (I plan tasks carefully.)			.42		
7.	Je programme mes voyages longtemps à l'avance. (I plan trips well ahead of time.)			.42		
27.	Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir. (I am more interested in the present than the future.)			.42		
4.	Je suis insouciant. (I am happy-go-lucky.)			.37		
10.	Je mets de l'argent de côté raisonnablement. (I save regularly.)				.70	
25.	Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne. (I spend or charge more than I earn.)				.55	
22.	J'achète les choses sur un « coup de tête. » (I buy things on impulse.)				.47	
26.	Lorsque je réfléchis, d'autres pensées me viennent à l'esprit. (I often have extraneous thoughts when thinking.)					.53
11.	Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences. (I « squirm » at plays or lectures.)					.51
28.	Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions. (I am restless at the theater or lectures.)					.50
6.	Mes pensées défilent très vite. (I have « racing » thoughts.)					.49
9.	Je me concentre facilement. (I concentrate easily.)					.38
Percentage of explained variance		18,8	6,2	4,9	3,8	3

Extraction method: ULS (Unweighted Least Square)

Rotation method: Oblimin

A factor analysis was performed using the unweighted least squares extraction method to explore the latent dimensions of the 22 retained items of the French translation of BIS-11. The Kaiser–Meyer–Olkin Measure of Sampling Adequacy ($KMO = .82$) and the Bartlett Test of Sphericity was significant ($\chi^2_{B(231)} = 2656,91$; $p < 0,001$), indicating that the sample was factorable, though the Bartlett Test of Sphericity is almost always significant on large sample. To determinate how many factors were to be extracted, two criteria were used: 1) the number of factors with eigenvalues above; 2) the scree plot graphic. Both criteria suggested three second-order factors. Based on these results, those three factors were rotated using Oblimin rotation with Kaiser Normalization to allow the factors to intercorrelate. The solution is shown on table 1, which demonstrate five interpretable first-order factors. Some of them were close to Barratt's initial conceptualization, with small differences, but we had to name a new one gathering items linked to money matters. The five first-order factors: 1) motor impulsiveness (items 2, 3, 14, 17, 19), explaining 18,8% of the total variance; 2) cognitive complexity (items 15, 18, 20), adding 6,2% variance explained; 3) nonplanning (items 1, 4, 7, 13, 27), adding 4,9% variance explained; 4) financial management impulsiveness (items 10, 22, 25), adding 3,8% variance explained; 5) attentional impulsiveness (items 6, 9, 11, 26, 28), adding 3% variance explained. The total scale is shown to explain a total of 36,7% of the construct of impulsiveness. The factor correlation matrix revealed low to average correlation ($0,09 < r < 0,31$) between each extracted factors, demonstrating that while each dimension is linked to one another, they do not measure the same content, since none of them are higher than 0,85⁴¹. This result also supports the use of oblique rotation technique.

CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS

Confirmatory factor analysis (CFA) was used to evaluate the previously fund model in term of how well it accounts for relationships in the data. For the current study, the Generalized Least Squares (GLS) model estimation technique was employed because the data were multivariate normally distributed and our sample was large enough. The GLS model is considered to have computation simplicity and accuracy, thus generating reliable statistical results⁴².

Confirmatory factor analysis was performed to assess adequacy evidence between observed data and hypothetical modal. Results demonstrate a chi-square ($CMIN(191) = 456,644$) statistically significant ($p < 0,01$), showing that the observed covariance matrix is different from the estimated covariance matrix. Relation between chi-square ($CMIN$) and degree of freedom (DF) must be lower than 5 ($CMIN/DF = 2,391$), which is the case in this study.

Results obtained for Goodness-of-Fit (GFI) and Adjusted Goodness-of-Fit ($AGFI$) ($GFI = 0,928$; $AGFI = 0,905$) suggests an acceptable model fit. Results obtained for the Root Mean square Residual (RMR) and Standardized Root Mean square Residual ($SRMR$) also suggests an excellent model fit ($SRMR = 0,0535$). Since interpretation of the RMR is complex, we used the $SRMR$, because it removes this interpretation

complexity. It fluctuates from 0 to 1, with a value equal or lower than 0.08 indicating an acceptable model⁴³.

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) aims to prevent problems linked to sample size by analyzing the difference between the hypothetical model and the observed covariance matrix of the studied population. It fluctuates from 0 to 1. The lower the value, the better the model fit, with a value equal or lower than 0,06 suggesting a good model fit. In the current study, RMSEA (RMSEA = 0,051) suggested an excellent model fit.

Comparative Fit Index (CFI) analyses the model fit by examining the gap between available data and hypothetical model, while correcting sample size problems inherent to chi-square model fit test⁴⁴. CFI fluctuates from 0 to 1, whereas higher values suggest a better model fit. A value equal or higher than 0,9 suggests an acceptable model fit⁴³. In this present study, results shown a good model fit (CFI = 0,892).

Item analysis were performed on the 22 retained items to hypothetically evaluate five first-order factors of the French translation of the BIS-11: motor impulsiveness, cognitive complexity, nonplanning, financial management impulsiveness and attentional impulsiveness. To demonstrate convergent validity and discriminant validity of these five factors, correlations were performed for each items with its own dimension and with others dimension. Results (see table 2) clearly demonstrate that each item is correlated with its own dimension. Moreover, internal consistency was estimated using Cronbach's alpha (motor impulsiveness = 0,73; cognitive complexity = 0,67; nonplanning = 0,68; financial management impulsiveness = 0,62; attentional impulsiveness = 0,63) suggested an acceptable reliability.

Table 2. Item-factor correlations

		MI	CCI	NI	FMI	AI
MI	2. Je fais les choses sans réfléchir. (I do things without thinking.)	.76**	.20**	.45**	.35**	.30**
	17. J'agis sur un « coup de tête. » (I act « on impulse. »)	.75**	.17**	.35**	.42**	.29**
	19. J'agis selon l'inspiration du moment. (I act on the spur of moment.)	.71**	.01*	.33**	.19**	.30**
	3. Je me décide rapidement. (I make-up my mind quickly.)	.58**	.04	.17**	.11**	.08
	14. Je dis les choses sans réfléchir. (I say things without thinking.)	.67**	.24**	.28**	.20**	.33**
CCI	15. J'aime réfléchir à des problèmes complexes. (I like to think about complex problems.)	.14**	.82**	.10*	.09*	.15**
	18. Réfléchir sur un problème m'ennuie vite. (I get easily bored when solving thought problems.)	.25**	.75**	.16**	.10*	.26**
	29. J'aime les « casse-têtes. » (I like puzzles.)	.14**	.77**	.11*	.03	.18**
NI	30. Je fais des projets pour l'avenir. (I am future oriented.)	.19**	.18**	.70**	.20**	.13**
	13. Je veille à ma sécurité d'emploi. (I plan for job security.)	.20**	.06	.59**	.24**	.11**
	1. Je prépare soigneusement les tâches à accomplir. (I plan tasks carefully.)	.33	.21	.62	.19	.20
	7. Je programme mes voyages longtemps à l'avance. (I plan trips well ahead of time.)	.33	.04	.67	.23	.01
	27. Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir. (I am more interested in the present than the future.)	.22**	.01	.54**	.08	.06
FMI	4. Je suis insouciant. (I am happy-go-lucky.)	.42	.09	.61	.26	.28
	10. Je mets de l'argent de côté raisonnablement. (I save regularly.)	.26**	.06	.35**	.84**	.22**
	25. Je dépense ou paye à crédit plus que je gagne. (I spend or charge more than I earn.)	.20**	.01	.18**	.72**	.15**
AI	22. J'achète les choses sur un « coup de tête. » (I buy things on impulse.)	.36**	.13**	.17**	.71**	.25**
	26. Lorsque je réfléchis, d'autres pensées me viennent à l'esprit. (I often have extraneous thoughts when thinking.)	.12**	.08	.07	.17**	.62**

		MI	CCI	NI	FMI	AI
11.	Je ne tiens pas en place aux spectacles ou aux conférences. (I « squirm » at plays or lectures.)	.28**	.17**	.15**	.14**	.67**
28.	Je m'impatiente lors de conférences ou de discussions. (I am restless at the theater or lectures.)	.32**	.30**	.19**	.17**	.67**
6.	Mes pensées défilent très vite. (I have « racing » thoughts.)	.28**	-.04	.06	.18**	.59**
9.	Je me concentre facilement. (I concentrate easily.)	.19**	.27**	.26**	.23**	.62**

Note : * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

MI = Motor Impulsiveness; CCI = Cognitive Complexity Impulsiveness; NI = Nonplanning Impulsiveness; FMI = Financial Management Impulsiveness; AI = Attentional Impulsiveness.

DISCUSSION

In summary, while we were able to produce an adequate fit in our data after modifying the French version of the BIS-11² through item reduction, these results raise questions about the French translated version and suggest modifications to use it on non-clinical populations. Our four initial research questions were answered as follows. Firstly, eight items had to be removed from the BIS, for some or for all of the following reasons: content validity with interrater; low item-total correlations; low or complex factor loadings. Secondly, five impulsiveness factors were identified using oblique rotations. Three factors, motor impulsiveness, cognitive complexity and attentional impulsiveness, were partially consistent with initial findings of Patton & al. (1995)¹. A fourth factor, financial management impulsiveness was created to emphasize the relation between items linked by their relation to money, which was not consistent with the initial theoretical position. A fifth factor was identified, nonplanning, which contains items that represent the second-order factor nonplanning, and is non consistent with initial conceptual operationalization. Thirdly, various index taken from confirmatory factor analysis suggested a good to excellent model fit in our sample. Finally, internal consistency assessed by Cronbach's alpha suggested a satisfactory reliability.

Overall, the current study demonstrated that the factor structure of the French translation of the BIS-11 may be sample-dependent and that factors resulting may be influenced by cultural and language particularities. Some items removed were not relevant to our sample; for example, items about instability in jobs and housing were not relevant to young university students.

Given the difficulties in reproducing the factor structure, these results question the use of the traditional subscale scores in non-clinical French Canadian populations. Identifying the factor structure was also a problem in other studies on translated version of the BIS-11, as explained by Stanford et al. (2009)³. Many studies demonstrated

problems reproducing the factor structure in clinical samples³⁴⁻²⁴⁻²³⁻⁴⁵. However, the current study also questions the structure of impulsivity and Barratt's model in a non-clinical sample.

Nonetheless, this current study does illustrate that the BIS-11 is an internally reliable measure when applied to a non-clinical sample. Other studies on translated version of the BIS-11³²⁻⁴⁶⁻⁴⁷⁻⁴⁸⁻⁴⁹⁻⁵⁰, also concluded in acceptable internal consistencies, as many studies demonstrated, similar.

Several limitations must be acknowledged. Firstly, the French translation of the BIS-11 is not yet officially validated, which prevented us from comparing our results and have more specific hypothesis. Secondly, students were recruited into their classrooms, and while they could easily decline to participate to our study, they still had to wait for the test administration to finish in order for the class to start. Maybe some of them did have low motivation in this testing. Lastly, we have not had already validated data on each student, preventing us to compare BIS-11 data with other impulsiveness measures.

CONCLUSION

To summarize, the current study suggests that, as mentioned in Whiteside & Lynam (2001)⁵¹, the concept of impulsivity presents structural difficulties in measurement. There is some evidence of a multi-dimensional structure, taking in consideration the actual collected items from the French translation were slightly altered, making it difficult to find a common nosology across samples. The current study also reminds us about the importance of exploring and confirming measure structure, rather than assuming that a published structure will automatically apply to any sample.

When applying our different suggestions on modifying the French translated version of the BIS-11, this instrument seems to be valid and should be used for research purposes, mainly on similar sample of university students.

Additional research should be performed involving clinical groups, such as people suffering from psychopathology linked with high impulsiveness trait in order to demonstrate how the French translation of the BIS-11 could be use in clinical and diagnosis context.

Finally, more research could also be done to assess psychometric properties of the Brazilian Portuguese translation of the BIS-11⁵² and to continue work on obtaining psychometric data on different samples.

REFERENCES

1. Patton JH, Stanford MS, Barratt ES. Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*. 1995;51(6):768-74.
2. Baylé FJ, Guelfi JD, Jouvent R, Olié JP, Caci H. Impulsivité : validation transverse de construit et comparaison entre les sexes. 2007 January 25-27th. Paris. Congrès de l'Encéphale. 2007.
3. Stanford MS, Mathias CW, Dougherty DM, Lake SL, Anderson NE, Patton JH. Fifty years of the Barratt Impulsiveness Scale: An update and review. *Personality and Individual Differences*. 2009;47(5):385-95.
4. Fink AD, McCown WG. Impulsivity in children and adolescents: Measurement, causes, and treatment. In WG McCown, JL Johnson, M.B. Shure (Eds). *The impulsive client, theory, research and treatment*. Washington: American Psychological Association; 1993.
5. Zaparniuk J, Taylor S. Impulsivity in children and adolescents. In CD Webster & MA Jackson (Eds). *Impulsivity: theory, assessment and treatment*. New York: Guildford Press. 1997.
6. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders-text revision*. 4th ed. Washington, DC: American Psychiatric Association. 2000.
7. Willcutt EG, Pennington BF. Comorbidity of reading disability and attention-deficit/hyperactivity disorder: differences by gender and subtype. *Journal of Learning Disabilities*. 2000 Mar-Apr;33(2):179-91.
8. Summerfeldt LJ, Hood K, Antony MM, Richter MA, Swinson RP. Impulsivity in obsessive-compulsive disorder: comparisons with other anxiety disorders and within tic-related subgroups. *Personality and Individual Differences*. 2004;36(3):539-53.
9. Cataldo MG, Nobile M, Lorusso ML, Battaglia M, Molteni M. Impulsivity in depressed children and adolescents: A comparison between behavioral and neuropsychological data. *Psychiatry Resource*. 2005 Sep 15;136(2-3):123-33.
10. Jensen PS, Youngstrom EA, Steiner H, Findling RL, Meyer RE, Malone RP, & al. Consensus report on impulsive aggression as a symptom across diagnostic categories in child psychiatry: implications for medication studies. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*. 2007;46(3):309-21.
11. Moeller FG, Dougherty DM, Barratt ES, Schmitz JM, Swann AC, Grabowski J. The impact of impulsivity on cocaine use and retention in treatment. *Journal of Substance Abuse Treatment*. 2001;21(4):193-98.

12. Helmers KF, Young SN, Pihl RO. Assessment of measures of impulsivity in healthy male volunteers. *Personality and Individual Differences*. 1995;19(6):927-35.
13. Potenza MN. To do or not to do? The complexities of addiction, motivation, self-control, and impulsivity. *American Journal of Psychiatry*. 2007;164(1):4-6.
14. Barratt ES. Impulsivity: integrating cognitive, behavioral, biological and environmental data. In W G McCown, JL Johnson, & M B Shure (Eds). *The impulsive client, theory, research and treatment*. Washington: American Psychological Association; 1993.
15. Dassylva J-F. L'impulsivité et sa mesure dans le cadre de l'étude des comportements violents [Thèse]. Canada: Université du Québec à Trois-Rivières; 2012. 107 p. Retrieved from <http://depot-e.uqtr.ca/6159/1/030404008.pdf>
16. Barratt ES. Anxiety and impulsiveness related to psychomotor efficiency. *Perceptual and Motor Skills*. 1959;9(3):191-98.
17. Thurstone LL. Examiner manual for the Thurstone temperament schedule Science Research Associates. Chicago.IL. 1953.
18. Guilford JP, Shneidman ES, Zimmerman WS. The Guilford-Shneidman-Zimmerman interest survey. *Journal of Consulting Psychology*. 1949 Aug;13(4):302-6.
19. Barratt ES. Factor analysis of some psychometric measures of impulsiveness and anxiety. *Psychological reports*. 1965;16(2):547-54.
20. Barratt ES. Perceptual-motor performance related to impulsiveness and anxiety. *Perceptual and Motor Skills*. 1967;25(2):485-92.
21. Taylor JA. A personality scale of manifest anxiety. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*. 1953;48(2):285-90.
22. Cattell RB. Handbook for the IPAT anxiety scale. Champaign, IL: Institute for Personality & Ability Testing. 1957.
23. Ireland JL, Archer J. Impulsivity among adult prisoners: A confirmatory factor analysis study of the Barratt Impulsivity Scale. *Personality and Individual Differences*. 2008;45(4):286-92.
24. Haden SC, Shiva A. A comparison of factor structures of the Barratt Impulsiveness Scale in a mentally III forensic inpatient sample. *International Journal of Forensic Mental Health*. 2009;8(3):198-207.
25. Forbush KT, Shaw M, Graeber MA, Hovick L, Meyer VJ, Moser DJ & al. Neuropsychological characteristics and personality traits in pathological gambling. *CNS Spectrums*. 2008;13:306-15.

26. Lee B, London ED, Poldrack RA, Farahi J, Nacca A, Monterosso JR & al. Striatal dopamine d2/d3 receptor availability is reduced in methamphetamine dependence and is linked to impulsivity. *The Journal of Neuroscience*. 2009 Nov;29(47):14734-40.
27. Reid RC, Cyders MA, Moghaddam JF, Fong TW. Psychometric properties of the Barratt Impulsiveness Scale in patients with gambling disorders, hypersexuality, and methamphetamine dependence. *Addictive Behaviors*. 2014 Nov;39(11):1640-5.
28. Chahin N, Cosi S, Lorenzo-Seva U, Vigil-Colet A. Stability of the factor structure of Barratt Impulsivity Scales for children across cultures: A comparison of Spain and Colombia. *Psicothema*. 2010 Nov;22(4):983-9.
29. Fossati A, Di Ceglie A, Acquarini E, Barratt ES. Psychometric properties of an Italian version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 (BIS-11) in nonclinical subjects. *Journal of Clinical Psychology*. 2001 Jun;57(6):815-28.
30. Miller E, Joseph S, Tudway J. Assessing the component structure of four self-report measures of impulsivity. *Personality and Individual Differences*. 2004;37(2):349-58.
31. Spinella M. Normative data and a short form of the Barratt Impulsiveness Scale. *International Journal of Neuroscience*. 2007 Mar;117(3):359-68.
32. Someya T, Sakado K, Seki T, Kojima M, Reist C, Tang SW, Takahashi S. The Japanese version of the Barratt Impulsiveness Scale, 11th version (BIS-11): Its reliability and validity. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*. 2001 Apr;55(2):111-4.
33. Fossati A, Barratt ES, Acquarini E, Ceglie AD. Psychometric properties of an adolescent version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 for a sample of Italian high school students. *Perceptual and Motor Skills*. 2002 Oct;95(2):621-35.
34. Haden SC, Shiva A. Trait impulsivity in a forensic inpatient sample: an evaluation of the Barratt impulsiveness scale. *Behavioral Sciences & the Law*. 2008;26(6):675-90.
35. Ireland JL, Archer J. Impulsivity among adult prisoners: A confirmatory factor analysis study of the Barratt Impulsivity Scale. *Personality and Individual Differences*. 2008;45(4):286-92.
36. Reise SP, Moore TM, Sabb FW, Brown AK, London ED. The Barratt Impulsiveness Scale-11: Reassessment of its structure in a community sample. *Psychological Assessment*. 2013 Jun;25(2):631-42.
37. Steinberg L, Sharp C, Stanford MS, Tharp AT. New tricks for an old measure: The development of the Barratt Impulsiveness Scale-Brief (BIS-Brief). *Psychological Assessment*. 2013 Mar;25(1):216-26.

38. Yang HQ, Yao SQ, Zhi XZ. The Chinese version of Barratt Impulsiveness Scale. 11th Version (BIS-11) in adolescents: Its reliability and validity. *Chinese Journal of Clinical Psychology*. 2007;15(1):4-6.
39. Surís AM, Lind LM, Kashner MT, Bernstein IH, Young K, Worchel J. Aggression and impulsivity instruments: An examination in veterans. *Military Psychology*. 2005;17(4):283-97.
40. Miller E, Joseph S, Tudway J. Assessing the component structure of four self-report measures of impulsivity. *Personality and Individual differences*. 2004;37(2):349-58.
41. Tabachnick BG, Fidell LS. *Using multivariate statistics*. 6th ed. Boston: Pearson; 2012. 1024 p.
42. Chou CP, Bentler PM. Estimates and tests in structural equation modeling. In: RH Hoyle (Ed.). *Structural equation modeling: Issues and application*. Newbury, CA: SAGE publications; 1995.
43. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A multidisciplinary Journal*. 1999;6(1):1-55.
44. Gatignon H. *Statistical analysis of management data*. New York: Springer-Verlag; 2010. 388 p.
45. Ruiz MA, Skeem JL, Poythress NG, Douglas KS, Lilienfeld SO. Structure and correlates of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11) in offenders: Implications for psychopathy and externalizing pathology. *International Journal of Forensic Mental Health*. 2010;9(3):237-44.
46. Bayle FJ, Bourdel MC, Caci H, Gorwood P, Chignon JM, Ades J & al. Structure factorielle de la traduction française de l'échelle d'impulsivité de Barratt (BIS-10). *Canadian Journal of Psychiatry*. 2000 Mar;45:156-65.
47. von Diemen L, Szobot CM, Kessler F, Pechansky F. Adaptation and construct validation of the Barratt impulsiveness scale (BIS-11) to Brazilian Portuguese for use in adolescents. *Revista Brasileira de Psiquiatria*. 2007 Jun;29:153-6.
48. Oquendo MA, Baca-Garcia E, Graver R, Morales M, Montalban V, Mann JJ. Spanish adaption of the Barratt impulsiveness scale. *Journal of Psychiatry*. 2001;15:147-55.
49. Yang HQ, Yao SQ, Zhu XZ. The Chinese version of the Barratt impulsiveness scale 11th version (BIS-11) in college students: Its reliability and validity. *Chinese Mental Health Journal*. 2007;21:223-5.
50. Chung YO, Lee CW. A study of factor structures of the Barratt impulsiveness scale in Korean university students. *Korean Journal of Clinical Psychology*. 1997;16:117-29.

51. Whiteside SP, Lynam DR. The five factor model and impulsivity: Using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and individual differences*. 2001;30(4):669-89.
52. Malloy-Dinez L, Mattos P, Leite WB, Abreu N, Coutinho G, de Paula JJ, Tavares H, Vasconcelos AG, Fuentes D. Tradução e adaptação cultural da Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11) para aplicação em adultos brasileiros Translation and cultural adaptation of Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11) for administration in Brazilian adults. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*. 2010;59:99-105.

Appendice K

Normes de la revue *Saúde e Desenvolvimento Humano* (article Appendice I)

Author Guidelines

1. The submitted collaborations to *Saúde e Desenvolvimento Humano* must indicate the section to which they are destined, namely:

Original Article of revision: theoretical and critical revision or systematic of the literature that presents argumentation and counterargument, and references about themes related to health and human development.

Original Article Case report of Research: introduction, objectives, methodology, results, discussion, conclusion of unpublished researches and references. Sending an approval letter of the Ethic Committee in Research is obligatory. It deals about research without conflicts of interest.

Original Article of Experience: introduction, objectives and methodological work, discussion and conclusion about health and human development themes, and references.

2. The file of submission must be sent by the OJS/SEER, in the following formatting:

- Font: Times New Roman, size 12
- Interlinear space: double
- Margins: 2,5 cm
- Number of pages: up to 15 A4

3. The illustrations include tables, graphics, charts and figures, and must be submitted in a specific local in the system “Step 4 transfer of supplementary documents”, presented in a separate page with clear title and header. At most six illustrations in one text are permitted. The body of the text must indicate numbering corresponding to the illustration to be inserted.

4. The text must present title in Portuguese and in English; abstract with at most 350 words in Portuguese and in English. Moreover, it must contain at least three and at most six descriptive keywords in Portuguese and in English that identify the subjects dealt in the text and that they be included in the publication of the Bireme “Descriptors in Health Sciences” (DeCS), available in the address <http://decs.bvs.br>, or in the Medical Subject Headings (MeSH), of the Index Medicus, available in the address www.nlm.nih.gov/mesh.

5. In relation to the authorship: the inclusion as author purports substantial intellectual contribution in the elaboration of the work that includes the participation in the conception and in the planning of the study, in the obtaining, analysis and interpretation of the data, in the writing or critical reviewing of the manuscript, and in the approval of its final version. Other participations, as obtaining finance, collection and typing of data, technical help in executing routines, forwarding participants or even authorization for collection in service do not constitute criteria for authorship. In this case, they merit citation in the “Thanks”, at the end of the text, by means of written authorization of those responsible.

6. The Journal *Saúde e Desenvolvimento Humano* considers as acceptable the maximum limit of six authors for articles of any modality. However, it might admit, in an exceptional character, a larger number of authors in works of bigger complexity that must be accompanied of compelling justification of the exceeding participation, in case of only an empiric original article.

7. The complete bibliographic references, in order of citation, must only include the publications mentioned in the text and follow the norms of the Vancouver style. The titles of the periodicals must be abbreviated as in the Index Medicus whose list of abbreviations can be obtained in the publication of the NLM “List of Serials Indexed for Online Users” which is available in the following address: http://www.nlm.nih.gov/bsd/uniform_requirements.html

8. The submitted article will be analyzed firstly by the editors in order to identify the formatting and the suitability to the scope of the periodical. When met these requirements, it is forwarded to anonymous double blind reviewers.

Submission Preparation Checklist

As part of the submission process, authors are required to check off their submission's compliance with all of the following items, and submissions may be returned to authors that do not adhere to these guidelines.

1. The contribution is original and unpublished, and it is not being evaluated for publication by another journal; otherwise, to inform in “Commentaries to the editor”.
2. The archive of the submission is in Microsoft Word, Open Office or RTE format.
3. URLs of the accessible references in the Internet are informed.
4. The text follows the patterns of style and the other requirements described in “Guidelines for Authors”.
5. In case of submission to a section with evaluation by pairs (p.ex., articles), the instructions available in “Assuring the blind evaluation by pairs” have been followed

Appendice L
Guide de cotation du Zulliger pour les évaluateurs

Indices à évaluer et particularités

- Nombre de réponses total (R)
- Nombre de réponses par planche (R1, R2, R3)
- Localisation (W, D, Dd, S, WS, DS, DdS)
 - Les participants ont indiqué les réponses globales (W)
 - Pour les autres réponses, se fier à la l'heure indiquée par les participants sur une horloge imaginaire
- Forme (F)
- Contenu humain (H)
 - Ne pas distinguer les détails humains (Hd)
 - Ne pas distinguer les humains mythologiques ou de fiction ((H))
- Contenu animal (A)
 - Ne pas distinguer les détails animaux (Ad)
 - Ne pas distinguer les animaux mythologiques ou de fiction ((A))
- Mouvement humain (M), Mouvement animal (FM), Mouvement inanimé (m)
- Réponse Agressive (AG), préciser si passif (AGp) ou actif (AGa)
 - Émotions comme tristesse, désespoir, armes (ex : fusil), coter AG
- Réponse Coopératif (COP)
- Couleur chromatique (C, CF, FC,)
 - Note : Planche 2 : Grenouilles (partie verte), FC
 - Note : Paysage, coter seulement F. Si forêt ou indicateurs que les couleurs sont en lien avec la réponse, mettre FC
 - Note : Planche 2 : Moustache, coter FC
- Couleur achromatique (C', C'F, FC')
 - Note : Fantômes, ne pas coter C', sauf si la couleur est mentionnée
 - Note : Planche 1 : Moustache, coter FC'
- Réponse Morbide (MOR)
- Paires (2), Reflets (rF,Fr,r) et Somme des Paires et Reflets (2)+r
- Anatomie (An)
- Sang (Bl)
- Art (Art), Archéologie (Ay), Science (Sc) et le total (Art + Ay + Sc)
- Botanique (Bt), Nature (Na), Paysage (Ls), et le total (Bt + Na + Ls)
- Feu (Fi)

Appendice M
Normes de publication de la *Revue québécoise de psychologie*

NORMES DE PUBLICATION DÉTAILLÉES
REVUE QUÉBÉCOISE DE PSYCHOLOGIE
(révision effectuée en juin 2011)

Informations générales

1. Les manuscrits sont soumis via le site Web de la revue (<http://www.rqpsy.qc.ca>)
2. Les textes doivent respecter les normes habituelles de présentation des écrits scientifiques. Ils doivent être rédigés à double interligne sur format lettre et sont accompagnés d'un résumé rédigé en *français* et en *anglais*, des mots clés en *français* et en *anglais* ainsi que du titre en *français* et en *anglais*. Les textes comptent un *maximum de 25 pages* (à 2800 caractères et espaces compris par page)
3. Le texte final en traitement de texte (doc, doc.x) doit être téléversé sur le site de la Revue.
4. La première page indique le titre (en français et en anglais), le nom de l'auteur (ou des auteurs), l'endroit où il(s) travaille(nt) ainsi que leurs coordonnées détaillées (numéros de téléphone, de télécopieur, courriel). La page qui suit donne uniquement le titre, les résumés et mots clés (en français et en anglais). Le texte proprement dit commence donc à la troisième page.
5. Une seule adresse de correspondance sera imprimée (p. ex., Adresse de correspondance : Nom, fonction, service, organisme, adresse postale. Téléphone. Télécopieur. Courriel). Néanmoins, les adresses des autres auteurs sont essentielles pour les éventuels contacts lors du processus d'édition et de mise en ligne.
6. Une seule affiliation par auteur sera publiée (l'affiliation principale).

La qualité du français

Les articles doivent être rédigés dans une langue correcte et accessible à la majorité des lecteurs et lectrices (professionnelles et professionnels qui ont régulièrement recours à la psychologie dans l'exercice de leur profession). Les citations provenant d'auteurs de langue anglaise doivent être traduites en français. Si la traduction d'un terme technique pose problème, il est alors indiqué d'écrire le terme original entre parenthèses, à côté de la traduction qu'on en fait. Tout terme provenant d'une langue étrangère doit être en italiques. Les titres d'ouvrage ou de test doivent être mis en italiques.

Marges	en pouces	en cm
Haut :	1,00	2,54
Bas :	1,00	2,54
Gauche :	1,00	2,54
Droite :	1,00	2,54
Pied de page :	0,75	1,90

Caractères : Arial 10

Titre de l'article en français : 10 points, majuscules, gras et ne comportant pas plus de 15 mots

Titre abrégé en français (Running head) : 10 points, minuscules, gras et ne comportant pas plus de 50 caractères et espaces

Titre de l'article en anglais : 10 points, majuscules, gras et ne comportant pas plus de 15 mots

Le nom de l'auteur ou des auteurs et appartenance

Ex. : Colette JOURDAN-IONESCU (en 10 pts)
Université du Québec à Trois-Rivières (en 10 pts)

Début des paragraphes par un retrait négatif de 0,4 pouces (0,63 cm)

Niveaux de titre : Les titres ne doivent pas être des phrases (donc ne comportent pas de verbe)

- 1^{er} niveau de titre : Caractères : 10 pts, majuscules + centré
- 2^e niveau de titre : Caractères : 10 pts, minuscules + centré
- 3^e niveau de titre : Caractères : 10 pts, minuscules + italique + centré
- 4^e niveau de titre : Caractères : 10 pts, minuscules + italique + début du paragraphe en retrait

Citations : Les citations doivent être traduites en français. Elles sont présentées entre guillemets français (« »). Lorsqu'elles dépassent 40 mots, les citations doivent faire l'objet d'un paragraphe indépendant avec un retrait de 0,4 pouces (0,63 cm) à gauche et à droite, en incluant la référence (auteur, année et page).

Résumés (français et anglais) comportant au maximum 100 mots

Ceux-ci sont en Arial (10 pts) et commencent aussi avec un retrait négatif de 0,4 pouces (0,63 cm). Ils sont en italiques.

Mots clés (français et anglais) comportant au maximum 6 mots

Ceux-ci sont en Arial (10 pts).

Exemples :

Résumé

L'objet de cet article est de présenter le concept d'intervention appelé « Famille soutien » pour des familles dont un des enfants présente des difficultés d'adaptation. Créée initialement dans le cadre d'un programme d'intervention auprès de familles négligentes et/ou violentes (Palacio-Quintin, Éthier, Jourdan-Ionescu & Lacharité, 1991), l'intervention famille soutien doit toujours s'insérer à l'intérieur d'un plan d'intervention, car on demande à une famille non professionnelle,...

Mots clés : maltraitance, intervention non professionnelle, famille, soutien, supervision

Abstract

The object of this article is to present the intervention concept of « Support family » which aims to help families with a child presenting adaptation problems. Initially created within the context of an intervention program for negligent and/or abusive families (Palacio-Quintin, Ethier, Jourdan-Ionescu & Lacharité, 1991), support family intervention should always be incorporate into an intervention plan because a non professional, but trained and supervised family is asked to accompany a...

Key words : child abuse and neglect, non professional, supervision, support family

Signes de ponctuation

- Un espace avant et après le « : »
- Un espace avant et après le « % »
- Un espace avant et après le « = »
- Un espace après le point
- Un espace après le point-virgule
- Un espace après la virgule
- Un espace après le point d'interrogation, le point d'exclamation.

Appels de notes de bas de page : en 10 pts

Notes de bas de page : en 10 pts

Parenthèses : Des parenthèses carrées sont utilisées lorsque des parenthèses rondes sont à l'intérieur (p. ex., $[F(1,23) = 29,69, p < .01]$).

Description de l'échantillon : N (échantillon complet) et n (échantillon partiel).

Résultats statistiques

Le système métrique exige, en français, l'utilisation de la virgule comme séparateur des unités et des décimales, par exemple 3,5 cm. Par contre, certaines notations statistiques comme les corrélations et les probabilités proviennent d'un système indépendant du système métrique et il faut alors employer le point (p. ex., $r(45) = .73$, $p < .01$). Bien que les programmes statistiques donnent plusieurs chiffres après le point décimal, l'usage exige de ne donner que deux chiffres après le séparateur en arrondissant.

Les statistiques exposées dans le texte doivent toujours comporter le symbole du test, le nombre de degrés de liberté s'il y a lieu, la valeur exacte de la statistique et le seuil de signification. Toutes ces notations sont soulignées ou en italique, comme dans le texte présent. Par exemple :

- $t(16) = 2,62$, $p < .001$
- $F(1,58) = 29,59$, $p < .001$
- $r(59) = .87$, $p < .01$
- $r(22) = .21$, n.s.

Notez bien qu'il n'y a pas d'espace entre le symbole du test et la parenthèse qui présente les degrés de liberté. De plus, le test X^2 se présente avec les degrés de liberté et la taille de l'échantillon entre parenthèses. Par exemple :

- $X^2(2, 125) = 10,51$, $p < .05$

En outre, le texte doit présenter les statistiques descriptives utiles à la compréhension du sens de l'effet mis en évidence par la statistique inférentielle. L'exemple suivant illustre cette remarque :

- Seules les observations de jeu ont démontré une différence significative, les garçons jouant plus souvent ($M = 3,24$) que les filles ($M = 1,45$) de façon solitaire ($t(79) = 1,97$, $p < .05$).

Tableaux et figures

Les Tableaux et les Figures sont regroupés après les références. L'endroit où ils doivent être insérés est indiqué dans l'article. Les Tableaux comportent un numéro, un titre. Les Figures comportent un numéro, un titre et des légendes qui les rendent aisément compréhensibles.

Les Tableaux ou Figures sont annoncés dans le texte d'une des façons suivantes (attention de toujours mettre une majuscule aux mots Tableau et Figure) :

- Le Tableau 1 présente un résumé de...
- Comme le Tableau 1 l'indique...
- (...) l'analyse de variance (voir Figure 1).

Ci-dessous se trouve un exemple de Tableau et un de Figure [porter une attention spéciale à la façon d'écrire les titres (en 10 pts, centrés pour les Tableaux, alignés à gauche pour les Figures)] :

Tableau 1
Cotes moyennes et écarts types des deux groupes dans chacune des quatre catégories de loisirs

Groupe	Catégorie			
	1	2	3	4
Expérimental				
M	32,45	35,98	33,78	21,67
ÉT	3,6	3,8	2,8	4,1
Contrôle				
M	22,67	54,78	21,33	34,57
ÉT	2,7	3,4	3,4	4,1

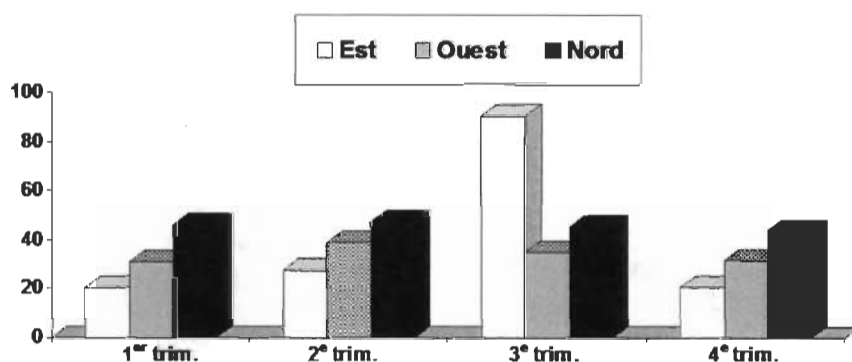


Figure 1. Répartition trimestrielle du nombre de clients selon la provenance

Références

Toute référence introduite dans l'article comporte le nom de l'auteur, la date de parution de son ouvrage ainsi que, s'il s'agit d'une citation, la page. Les références sont regroupées sur des feuilles séparées, à la fin de l'article, par ordre alphabétique d'auteurs. La liste des références doit correspondre **exactement** aux auteurs cités dans le texte.

Lorsqu'on cite une publication faite par deux auteurs, on nomme les deux auteurs. Lorsqu'on fait référence à un ouvrage publié par *plus de deux auteurs et moins de sept auteurs*, on les cite tous à la première mention; ensuite, on cite le premier auteur en ajoutant "et al.". Lorsqu'il y a sept auteurs et plus, on cite directement selon la formule « Premier auteur et al., date ». Lorsque la référence comporte plus d'un auteur, le dernier est relié par la perluète (&). Cette règle vaut pour les références introduites dans le texte entre parenthèses et pour celles regroupées à la fin de l'article. Par contre, dans le texte, lorsqu'on fait référence à ce que deux auteurs (ou plus) ont dit, on écrit « et » pour relier les noms des auteurs.

Voici quelques exemples de références pour les trois cas les plus fréquents : un livre, un chapitre dans un ouvrage et un article.

Livre

Vézina, J., Cappeliez, P., & Landreville, P. (1994). *Psychologie g rontologique*. Montr al : Ga tan Morin  diteur.

Les noms du titre d'un volume en anglais sont en minuscules, exception faite de la premi re lettre du premier mot : *Psychology of aging*.

Chapitre

Alain, M. (1993). Les th ories sur les motivations sociales. In R. J. Vallerand & E. E. Thil ( ds), *Introduction   la psychologie de la motivation* (pp. 465-507). Laval (Qu bec) :  ditions  tudes Vivantes.

Article

Beaudin, G., & Savoie, A. (1995). L'efficacit  des  quipes de travail : d finition, composantes et mesures. *Revue qu b coise de psychologie*, 16(1), 185-201.

- < Le titre de la revue lorsqu'il est en anglais doit s' crire avec une majuscule   chacun des mots.
- < Il faut veiller   l'exacte correspondance entre les r f rences rapport es dans le texte et celles regroup es   la fin.
- < Lorsque plusieurs auteurs sont cit s pour une m me id e, l'ordre alphab tique est n cessaire (p. ex., B land, 2001; Normandin & Cossette, 1998; Trudel & Morinville, 1997).

Document dans Internet

Pericak-Vance, M.A., Folstein, S.E. & Wolpert, C.M. (2002). *Explorer l'autisme*. R cup r  le 24 novembre 2005 de <http://www.exploringautism.org/french/>

Texte final

Lorsque l'auteur a effectu  les corrections demand es, il fait parvenir le texte final via le site Web de la revue (<http://rqpsy.qc.ca>)

Correction et approbation des  preuves

Les  preuves de l'article sont envoy es   l'auteur avant l'impression et doivent  tre retourn es dans les 48 heures. D s la publication, l'auteur (ou le 1^{er} auteur) de l'article re oit 10 tir s   part de l'article.

Si les directives ne sont pas suivies ou si l'auteur tarde   r pondre aux demandes du Comit  de lecture, la publication des articles risque d' tre retard e.

Appendice N
Normes de la revue *Bulletin de psychologie*

Bulletin de psychologie

Le Bulletin de psychologie favorise la publication de travaux qui s'inscrivent dans les courants les plus actuels de la recherche comme ceux qui, novateurs, se situent hors de ces mouvements. Le bulletin n'est pas une revue spécialisée dans tel ou tel courant et donc, en plus des qualités requises par tout article scientifique, les textes publiés dans le Bulletin doivent aussi pouvoir être lus par tous les spécialistes de la psychologie, quelles que soient leurs orientations théoriques ou méthodologiques.

Les textes que nous privilégions sont ceux qui, ancrés dans un courant identifié de la psychologie, s'inscrivent dans les recherches actuelles.

PROCÉDURE D'EXPERTISE

Lorsqu'un article est proposé, il fait l'objet d'une première évaluation par les membres du comité de rédaction. Le texte est soit refusé (20 % sont refusés, car ils ne correspondent pas à la ligne éditoriale notamment, car trop spécialisés, hors d'un champ repérable en psychologie ou ne répondent pas aux standards d'un article scientifique) soit confié à un membre du comité éditorial (<http://www.bulletindepsychologie.net/vente/comiteredac.php>) spécialisé dans le domaine traité. À son tour il évalue l'article et sollicite au moins deux experts extérieurs au comité éditorial. Les expertises sont faites en double aveugle. Le taux d'acceptation est depuis 2015 de 48 %.

RECOMMANDATIONS AUX AUTEURS

Les textes soumis à publication doivent être originaux et ne pas être proposés à d'autres revues simultanément. Nous appelons l'attention des auteurs sur le fait que le Bulletin de psychologie demande de lui réserver l'exclusivité de l'article.

Lorsqu'un auteur intègre à son texte des documents, ou parties de documents, ayant déjà été publiés, en français ou dans une langue étrangère, l'autorisation écrite de l'éditeur et de l'auteur cité doivent accompagner le manuscrit.

Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses n'engagent que leurs auteurs; les manuscrits non insérés ne sont pas rendus. La reproduction, même partielle, sous toute forme, est interdite sans autorisation.

Un exemplaire papier du manuscrit doit être adressé, accompagné de la **Lettre de transfert de droit de copie** et du **Formulaire pour la correspondance** (remplis et signés) au directeur, Bulletin de psychologie, 17 rue de la Sorbonne, 75005, Paris et le fichier (.doc, .docx, .rtf) du texte soumis à publication doit être envoyé à cette adresse : bulletin@bulletindepsychologie.net

Rédaction

Les articles doivent être rédigés en français. Nous attachons une importance toute particulière au respect des règles et usages de la langue française écrite, pour ce qui concerne le vocabulaire, la syntaxe, la ponctuation, l'usage des majuscules, l'écriture des nombres. Un mot, une expression, empruntés à une autre langue doivent être écrits en italiques. Si aucun équivalent n'existe en français, il convient d'indiquer, dès la première utilisation, dans quel sens précis il sera utilisé dans la suite du texte. Les phrases ou paragraphes cités dans une langue étrangère doivent être traduits en français, suivis, si nécessaire, de la citation, en italiques, dans la langue d'origine.

La longueur de l'article n'est pas limitée mais l'économie de présentation est recommandée. Les figures, tableaux, graphiques, doivent être présentés sur des feuilles distinctes, regroupées à la fin du manuscrit avec légende, titre et l'indication précise de leur insertion dans le texte. À titre de référence, les articles que nous publions comportent, en moyenne, 50 à 60 000 signes et espaces.

Un résumé en français, d'une centaine de mots accompagne le manuscrit (Guide pour les résumés) ainsi que la traduction en anglais du résumé et du titre de l'article. Pour les auteurs qui ont souscrit un abonnement, nous assurons cette traduction gracieusement.

Présentation du manuscrit

Le manuscrit doit être présenté en double interligne, sur le recto seul avec une marge à droite et à gauche, les illustrations fournies séparément (voir Feuille de styles). Tout enrichissement (caractères gras, soulignés, changement de corps typographique, etc.) est à éviter. Le titre de l'article, les nom et prénom de l'auteur (ou des auteurs), l'établissement ou organisme auquel il est affilié et son adresse, figurent sur la première page. Les fonctions et les titres ne sont pas à mentionner.

Les appels de référence aux travaux publiés sont indiqués de façon uniforme dans le corps du texte (Durand, 2009) ou (Dupont, 1987; Martin, Robert, 2011). Lorsqu'un appel suit une citation ou à un passage précis, la date sera suivie de l'indication de la (ou des) pages de l'édition donnée dans les références bibliographiques : (Parkinson, 2000, p. 28-29).

— S'il y a deux auteurs (Martin, Robert, 2001), indiquer les deux noms suivis de la date

lors de la première citation et des suivantes.

— S'il y a trois, quatre ou cinq auteurs, indiquer tous les noms suivis de la date lors de la première citation (Durand, Martin, Robert, 2010). Pour les citations suivantes, indiquer le premier nom suivi de « et coll. » et de la date (Durand et coll., 2010).

— S'il y a six auteurs ou plus, seul le premier nom est cité suivi de « et coll. » et de la date.

— Dans le cas d'un même auteur dont on cite deux références distinctes publiées la même année, il faut faire suivre l'année d'une lettre : (Freud, 1925a, Freud, 1925b). La spécification doit être portée dans l'appel de référence et dans la liste de références bibliographiques de fin d'article.

Ces appels sont repris, par ordre alphabétique d'auteur, à la fin du manuscrit, dans les références bibliographiques. Les normes utilisées sont parmi celles en usage à l'Imprimerie nationale (*Lexique des règles typographiques en usage à l'Imprimerie nationale*, 6^e édition, Imprimerie nationale, 2011). Ces normes sont conformes aux usages d'écriture et de ponctuation de la langue française, ce qui n'est pas le cas des normes bibliographiques de l'APA (*American Psychological Association*).

Nous appelons l'attention des auteurs sur le fait qu'une liste de références bibliographiques ne doit contenir que les auteurs qui ont été appelés dans le corps du texte. Il ne s'agit donc pas d'une bibliographie sur un sujet donné. Il ne s'agit pas, non plus, d'une liste signalétique précisant, à propos d'un ouvrage, les diverses éditions, le nombre de pages, le format, la collection, etc.

Pour les ouvrages publiés, originellement, dans une langue étrangère, l'éditeur en langue française doit être indiqué lorsque l'ouvrage a été traduit. Dans le même esprit, on évitera de citer, par exemple, Lacan ou Binet dans des éditions de langue étrangère lorsque le texte original a été publié en français. De même, sont à proscrire les références, et appels de référence, à Freud (1978) ou à Kant (1948). Ce qui n'a pas été publié et mérite, néanmoins, pour l'auteur, d'être mentionné (communication à un congrès non publiée, correspondance personnelle, manuscrit soumis à publication...) peut être cité dans une note de bas de page mais ne doit pas apparaître dans les références bibliographiques, aucun lecteur ne pouvant s'y reporter.

Normes bibliographiques

La présentation des bibliographies varie relativement peu, pour une même langue et dans un champ déterminé. Chaque éditeur veille à ce que les normes qu'il utilise respectent l'exactitude documentaire et soient claires et cohérentes pour le lecteur.

Les normes bibliographiques éditoriales doivent être distinguées des normes bibliographiques internationales (normes AFNOR), reposant sur les principes de l'ISBD (*International standard bibliographic description* / Description bibliographique internationale normalisée). Ces normes concernent l'établissement de fichiers d'exploitation universelle, par des personnels spécialisés, à partir des bibliographies publiées par les éditeurs.

Ouvrages

Piaget (Jean).— La psychologie de l'intelligence, Paris, Armand Colin, 1947.

Festinger (Leon), Riecken (Henry W.), Schachter (Stanley).— *When prophecy fails. A social and psychological study of a modern group that predicted the destruction of the world*, Université du Minnesota, 1956, trad. fr. L'échec d'une prophétie, Paris, Presses universitaires de France, 1993.

Chapitres signés dans un ouvrage collectif

Gréco (Pierre).— Épistémologie de la psychologie, dans Piaget (J.), *Logique et connaissance scientifique*, Paris, Gallimard, 1967, p. 927-991.

Articles

Lagache (Daniel).– Fantaisie, réalité, vérité, *Bulletin de psychologie*, XVI, 17-18, 1963, p. 1013-1021.

Freud (Sigmund).– Über einige neurotische mechanismen bei eifersucht, paranoia und homosexualität [1921], trad. fr. De quelques mécanismes névrotiques dans la jalousie, la paranoïa et l'homosexualité, dans Freud (S.), *Œuvres complètes*, XVI, 1921-1923, Paris, Presses universitaires de France, 1991, p. 85-97.

Travaux non publiés mais consultables, parfois sous condition

Communication à un congrès, non publiée

Nom (Prénom).– Titre de la communication, nom du congrès, lieu, date.

Travaux universitaires non publiés (thèse, mémoire)

Nom (Prénom).– Titre de la thèse, éventuellement, statut de la thèse (thèse d'État, d'université, de troisième cycle...), nom de l'université, date de soutenance.

Rapport interne à une entreprise ou à un établissement quelconque

Nom (Prénom).– Titre du rapport, nom de l'établissement, éventuellement du service, lieu, date.

Source Internet

Indiquer la référence (Auteur, Titre...) et y ajouter entre crochets la date de consultation du document et son adresse : [le 15 février 2011, <http://www.carnets-multimedia.be/database/pdf/236.pdf>]

L'emploi du caractère italique est réservé au titre d'un ouvrage publié et au titre d'une revue et à son tome. Tout autre élément de bibliographie se compose en caractères romains. Pour tous les noms propres, seule la lettre initiale est une grande capitale. Dans la liste des références bibliographiques, les initiales suivies d'un point ne sont acceptées qu'exceptionnellement pour le prénom de l'auteur, lorsque, par exemple, un auteur signe, toujours, de ses seules initiales pour son prénom.

Mise en forme d'un texte numérisé

Outre les indications données pour la présentation des manuscrits, voici quelques précisions à prendre en compte lors de la mise en forme :

- Les guillemets typographiques à utiliser sont les « guillemets français ». Les « guillemets anglais » sont à utiliser seulement dans le cas d'une citation à l'intérieur d'une citation. Les signes " ou ' ne sont pas des guillemets.
- Les espaces insécables doivent être utilisés devant toute ponctuation comportant deux éléments (:, ?, !, ;), ainsi qu'après l'ouverture des guillemets, ou d'un tiret, et avant leur fermeture.
- On n'utilise jamais l'éperluette « & » mais toujours le mot « et ».
- On n'utilise jamais l'abréviation « i. e. » mais toujours « c'est-à-dire ».

- On n'utilise jamais l'abréviation « e. g. » mais toujours « par exemple ».
- On n'utilise jamais l'abréviation « et al. » mais toujours « et coll. ».
- Toutes les lettres qui le nécessitent sont à accentuer, y compris dans les titres intérieurs de niveau 1 présentés en grandes capitales (voir **Feuille de styles**).

Ces indications doivent être suivies scrupuleusement pour la présentation du manuscrit. Cette dernière est distincte de la mise en forme imprimée qui est donnée lors de la mise en page et introduit des caractéristiques spécifiques (décrochements, parangonnage, interlignage, petites capitales, etc.) dont l'auteur ne doit pas se préoccuper.

- Exemples pour les statistiques : $N = 56$; $F(1, 45) = 5,78$, $p < 0,05$; ($M = 8,19$, $ET = 7,12$); $\chi^2(45) = 4,56$; $r(187) = 0,45$. Les degrés de liberté sont entre parenthèses et les initiales des statistiques en italiques.

Suivi du manuscrit

Sitôt que nous parvient le manuscrit, un accusé de réception est adressé à l'expéditeur.

Après un premier examen du manuscrit, le comité de rédaction l'adresse à un membre du comité éditorial, qui recherche les experts.

Après réception des expertises, un avis, généralement accompagné de commentaires d'expertise, est envoyé au premier signataire. Le processus est repris jusqu'à l'acceptation ou le rejet définitif du manuscrit.

Entre la première réception du manuscrit et le premier avis, un délai de quatre mois est nécessaire. Il peut arriver que ce délai soit dépassé. Une telle situation peut tenir à une surcharge de travail pour un expert.

Entre l'accord définitif et la publication, le délai est d'environ une année.

Après l'acceptation du manuscrit par les experts et le comité de rédaction, votre texte est relu et préparé pour sa mise en page et son impression. Vous serez alors contacté pour les dernières corrections (conformité du résumé, vérification des références, d'un tableau, etc.)

La rédaction se réserve le droit d'apporter toute modification de forme aux textes qui lui sont soumis.

Feuille de styles

Titre de l'article

Nom Prénom ^a (premier auteur)

Nom Prénom ^b (deuxième auteur)

.....

Nom Prénom ⁿ (nième auteur)

^a Affiliation du premier auteur (sans mention des titres et fonctions). ^b Affiliation du second auteur (sans mention des titres et fonctions). ⁿ Affiliation du nième auteur (sans mention des titres et fonctions).

Correspondance : Prénom Nom, adresse (le cas échéant, celle de l'université, du laboratoire ou équipe de recherche, du centre hospitalier... pour un auteur seulement).

Courriel : (pour un auteur seulement).

TITRE DE NIVEAU 1

Titre de niveau 2

Titre de niveau 3

– Titre de niveau 4

Corps du texte

Légendes des figures, tableaux et graphiques

Informations à propos des différents styles utilisés. Tout le texte est en double interligne.

Le titre de premier niveau (Style « Titre 1 ») : Times 12, majuscules accentuées.

Le titre de deuxième niveau (Style « Titre 2 ») : Times 12, gras.

Le titre de troisième niveau (Style « Titre 3 ») : Times 12, italiques maigres.

Le titre de quatrième niveau (Style « Titre 4 ») : Times 12. Commence par un tiret suivi d'un espace insécable.

Le corps du texte (Style « Normal ») : Times 12, en double interligne.

Notes de bas de page (Style « Note de bas de page ») : Times 10.

Titres des figures, tableaux et graphiques (Style « Figures et tableaux ») : Times 12.

La légende commence par le libellé approprié suivant : Tableau, Figure ou Graphique. Ce libellé est suivi d'un numéro d'ordre (par exemple : Tableau 1.; Tableau 2.; Figure 3.; Tableau 4.; etc.). Vient ensuite la description de ce qui est présenté.

L'appel de note de bas de page s'insère ainsi ¹.

Il n'y a pas d'espacement lors d'un changement de paragraphe. En revanche, il y a un espacement au-dessus et au-dessous d'un titre de niveau 1, et seulement au-dessus d'un titre de niveau 2 ou de niveau 3.

Il ne doit y avoir aucune césure des mots, qu'elle soit manuelle ou automatique. L'emplacement des tableaux, figures et graphiques est indiqué dans le corps du texte. Les tableaux sont composés en utilisant la mise en forme prévue à cet effet par les logiciels de traitement de texte et sont présentés sans trame de remplissage. Ils sont appelés, dans le texte, sous la forme (tableau 1) et accompagnés de leur numéro, de leur titre. Ils peuvent encore nécessiter une légende. Titre et légende seront placés sous le tableau.

Les figures sont appelées, dans le corps du texte, sous la forme (figure 1) et les graphiques (graphique 1). Dans le cas de dessins, il est nécessaire que chaque dessin soit d'un trait de bonne qualité. L'utilisation de la quadrichromie est possible mais son coût est à la charge de l'auteur.

Présentation des tableaux	1999	2000
Correcte	24 %	31 %
Médiocre	65 %	55 %
Inutilisable	11 %	14 %

Tableau 1. Qualité de la présentation des tableaux dans les manuscrits présentés pour publication en 1999 et en 2000 (en pourcentage).

1. Les notes de bas de page sont numérotées de 1 à n jusqu'à la fin de l'article. Le numéro est suivi d'un point « . »

Guide pour les résumés

Le résumé d'un article ne se réduit pas à exposer l'objet d'étude, il est aussi une « fiche technique » qui doit, le cas échéant, indiquer la population étudiée, la méthode utilisée, les résultats...

Généralités concernant l'écriture des résumés	Style	Résumés d'études empiriques	Résumés d'articles théoriques et de revue de question
Pour convenir à l'indexation dans PsycINFO, un résumé ne doit pas dépasser 960 caractères et espaces (environ 120 mots)	Penser que ceux qui lisent un résumé n'ont pas forcément le meilleur niveau de savoir psychologique	<i>Ce type de résumé comporte généralement 100/120 mots</i>	<i>Ce type de résumé comporte environ 75/100 mots.</i>
Utiliser des chiffres pour les nombres, à l'exception des débuts de phrase	Définir tout acronyme et abréviation sauf ceux concernant les mesures	Exposer la question d'investigation en une phrase	Définir le champ, la problématique en une phrase
Utiliser certaines abréviations connues dans le milieu	Donner le nom entier des tests	Donner les caractéristiques pertinentes des sujets (nombre, type, age, sexe, variété, espèce, etc.)	Donner l'objectif, la thèse ou l'organisation et le point de vue (détails nécessaires ou bien sélectionnés)
Utiliser la voie active	Utiliser les noms génériques des médicaments	Donner les méthodes de recueil des données, les procédures, les noms des tests, les dosages, les modes d'administration (surtout si les médicaments sont novateurs ou dans une étude importante).	Expliciter les sources (observation personnelle, publications, etc.)
Commencer par l'information la plus importante mais ne pas perdre d'espace en répétant le titre	Définissez les termes spécifiques	Donner les résultats incluant le niveau de significativité des statistiques	Conclusions

Généralités concernant l'écriture des résumés	Style	Résumés d'études empiriques	Résumés d'articles théoriques et de revue de question
Ne mettre que les quatre ou cinq concepts les plus importants, résultats ou implications	Utiliser le présent pour décrire les résultats, leur applicabilité future et/ou conclusions et le passé pour décrire les variables manipulées ou les tests appliqués	Donner les conclusions et implications ou applications	
<i>Inclure le maximum de mots clefs dans les phrases, cela améliorera la possibilité, pour les utilisateurs, de trouver des citations de l'article dans la recherche informatisée.</i>	Si possible utiliser la troisième personne plutôt que la première personne pour vous désigner.		
<i>N'inclure dans le résumé que l'information qui apparaît dans le corps de texte.</i>			

Tableau 2. Guide pour les résumés (extrait de la section 1.07 du manuel de publication de l'APA)